

RAPPORTER

89/3

**LØNNSRELASJONER I EN
KVARTALSMODELL FOR
NORSK ØKONOMI**

EN KVARTS-RAPPORT

AV
EINAR BOWITZ

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 89/3

**LØNNSRELASJONER I EN
KVARTALSMODELL FOR NORSK ØKONOMI**

EN KVARTS-RAPPORT

AV

EINAR BOWITZ

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO—KONGSVINGER 1989

ISBN 82-537-2738-0
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE

59 Andre samfunnsøkonomiske emner

ANDRE EMNEORD

Kvartalsmodell

Kvart

Makroøkonomisk modell

Modelldokumentasjon

Økonometri

FORORD

Denne rapporten presenterer resultatene fra arbeidet med lønnsrelasjoner i tilknytning til Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modell for norsk økonomi, KVARTS. Det er estimert lønnsrelasjoner for samlet lønnsvekst og lønnsglidning.

Ifølge resultatene i denne rapporten har graden av press i arbeidsmarkedet stor betydning for lønnsveksten i norsk økonomi. Lønnsveksten vil bli betydelig sterkere enn summen av prisvekst og produktivitetsvekst hvis arbeidsledigheten blir vesentlig lavere enn 2 1/2 prosent. Ved ledighet mye over 3 prosent blir de lønnsdempende virkningene forholdsvis små ifølge de resultatene som presenteres i rapporten.

Det er et gjennomgående resultat at all prisstigning blir overveltet i lønningene. Forutsatt at økte kostnader overveltes i de innenlandske prisene, medfører det at en økning i importprisene, for eksempel som følge av en devaluering, vil føre til en tilsvarende økning i det innenlandske lønns- og prisnivået.

Det er funnet visse indikasjoner på at økte inntektsskatter påvirker lønningene, særlig i de skjermede næringene.

Det viser seg vanskelig å forklare fordelingen av samlet lønnsvekst på lønnsglidning og tariff tillegg ved hjelp av økonomiske variable. Resultatene tyder likevel på at de sentrale tariff tilleggene er svært følsomme for endringer i arbeidsledigheten, mens de lokale lønnstilleggene i mindre grad ser ut til å variere i takt med prisstigning og press i arbeidsmarkedet.

Statistisk sentralbyrå, Oslo, 15. november, 1988

Gisle Skancke

INNHold

	Side
1. Innledning	7
2. Teoretisk bakgrunn	8
3. Fra teori til estimerbar relasjon	16
3.1. Forventningsdannelse og lag-strukturer	16
3.2. Arbeidsløsheten i en lønnsrelasjon	17
3.3. Valg av aggregeringsnivå	19
3.4. Lønnsglidning - tariff tillegg	19
3.5. Behandling av sesongvariasjoner	21
4. Datamaterialet	23
5. Estimeringsresultater, industri og bygg og anlegg	34
5.1. Relasjoner for bestemmelse av total lønnsvekst	39
5.2. Lønnsglidning og tariff tillegg	49
5.3. Simulering av enkeltrelasjonene	55
6. Lønnsvekst i tjenesteyting	63
6.1. Phillips-type-relasjoner	63
6.2. Lønnsfølgerrelasjoner	67
6.3. Simulering av enkeltrelasjonene	71
7. Implementering i KVARTS	78
8. Virkningsberegninger for lønnsrelasjonene	79
Referanser	85
Publikasjoner sendt ut fra Statistisk sentralbyrå etter 1. januar 1988 Emneindelt oversikt	

1. INNLEDNING

Lønns- og prisdannelsen har i liten grad vært endogenisert i norske makromodeller. Denne rapporten dokumenterer de ligningene som pr. mai 1988 beskriver lønnsdannelsen i Statistisk sentralbyrås kvartalsmodell KVARTS. I kapittel 2 foretas en kortfattet gjennomgang av det teoretiske grunnlaget bak lønnsrelasjonene. I kapittel 3 går vi gjennom den relasjonen som senere skal bli gjenstand for estimering mens datamaterialet blir beskrevet i kapittel 4. Estimeringsresultatene beskrives og dokumenteres i kapitlene 5 og 6. Kapittel 7 beskriver implementeringen av de estimerte ligningene i KVARTS. I kapittel 8 er lønnsrelasjonene nærmere dokumentert ved virknings-tabeller for lønnsmodellen.

2. TEORETISK BAKGRUNN

Det meste av empirisk arbeid som er gjort på området lønnsdannelse på 1960- og 1970-tallet har tatt utgangspunkt i Phillips' (1958) arbeid om sammenhengen mellom arbeidsløshet og nominell lønnsvekst. Lipsey (1960) gav en teoretisk begrunnelse for en slik sammenheng gjennom tilpasningen over tid i et arbeidsmarked kjennetegnet ved fri konkurranse og treghet i tilpasningen. Eksistensen av forhandlinger mellom bedrifter og fagforeninger ble forsøkt inkludert i den opprinnelige Phillipskurve-utledningen, se f.eks. Parkin, Sumner og Ward (1976) og Sumner og Ward (1983). I dette opplegget avhenger lønnsveksten av situasjonen på arbeidsmarkedet, prisstigning, vekst i skattesatser. Økte priser medfører at det skjer et skift i arbeidskraftetterspørselen som trekker i retning av økt lønn. Økt skatt på arbeidstakernes inntekt antas (pga. stigende tilbudskurve for arbeid) å gi redusert arbeidstilbud og dermed økt lønn. Fra slutten av 1970-tallet har mange arbeidere isteden tatt direkte utgangspunkt i fagforeningenes tilpasning for å forklare lønnsutviklingen. En oversikt over dette arbeidet er gitt i Oswald (1985).

I mange av disse arbeidene har en antatt at det er fagforeningen som diktatorisk fastsetter lønnsnivået og at sysselsettingen blir bestemt av bedriftenes etterspørsel etter arbeidskraft ved denne lønnsatsen. Hvis etterspørselen avtar med økt lønn, og fagforeningen kjenner denne sammenhengen, bestemmes lønna som den lønnsats som gir den beste situasjon for fagforeningen (forutsatt at økt lønn vurderes positivt og økt arbeidsløshet vurderes negativt). Foruten økonomiske forhold som lønnselastisiteten i arbeidskraftetterspørselen, vil fagforeningens preferanser bestemme den fastsatte lønna.

En mer rimelig antakelse om fagforeningsatferd er at lønna fastlegges i forhandlinger mellom fagforeningen og bedriften. I bl.a. Nymoen (1986A og 1986B) er dette operasjonalisert som at forhandlingene resulterer i en lønn der produktet av fagforeningens og bedriftens nytte blir størst mulig (Nash kooperativ likevekt).

Disse fagforeningsmodellene ender opp med relasjoner der lønna avhenger av produktpriser, inntektsskatter, arbeidsgiveravgift og press på arbeidsmarkedet, altså de samme variable som i Phillipskurve-opplegget, men lønnsrelasjonen er generelt utformet på nivåform. Valget mellom å ha lønnsvekst eller -nivå som variabel vil således være et rent empirisk spørsmål som må avgjøres av data. En tradisjonell Phillipskurve der lønns- og pris-

variablene er på tilvekstform er således ikke uforenlig med de refererte teorier om lønnsfastsettelse ved forhandlinger.

Alle de ovenfor nevnte teoretiske tankeskjemaene antar implisitt eller eksplisitt at en betrakter en lukket økonomi. De fleste land har imidlertid utenrikshandel. For Norge som prototypen på en liten åpen økonomi vil forhold på verdensmarkedet ha stor betydning for lønnsomheten i bedriftene. Et tankeskjema som ofte kalles "den skandinaviske inflasjonsmodellen" eller "hovedkursmodellen" er Aukrust (1977). Modellen kan sies å angi en bane for lønnsutviklingen på lang sikt. I denne teorien er skillet mellom skjermet og konkurranseutsatt sektor sentralt. På lang sikt vil lønningene i konkurranseutsatt sektor bli tilpasset slik at lønnsomheten her holdes konstant.

I modellen er dette operasjonalisert ved at (ved faste valutakurs-er) lønnsveksten i konkurranseutsatt sektor er den samme som summen av eksportpris-(verdensmarkedspris-)veksten og produktivitetsveksten. Markedskreftene og det sentraliserte forhandlingssystemet er antatt å gi samme lønnsvekst i skjermet sektor, som er lønnsfølger. Denne lønnsmodellen, i sin groveste form, angir langsiktssammenhenger mellom verdensmarkedspriser og produktivitet (hovedkursen) på den ene siden og lønnsnivå på den andre siden.

Også i Norge har det vært foretatt flere empiriske undersøkelser for å klarlegge hvilke faktorer som påvirker (den nominelle) lønnsutviklingen i Norge. I Stølen (1985) er disse undersøkelsene presentert og sammenlignet. I hovedsak er det lønnsutviklingen for industriarbeidere som er forsøkt forklart og undersøkelsene har tatt utgangspunkt i Phillipskurven og brukt lønnsvekst som venstresidevariabel. Som høyresidevariable er nyttet ulike prisvariable (importpriser, eksportpriser, konsumpriser), en indikator for etterspørselspress i arbeidsmarkedet (oftest er arbeidsløshetsraten nyttet) og evt. andre variable som skattesatser e.l. På grunn av de relativt sentraliserte tariffoppgjørene i Norge i etterkrigstiden er det for arbeidere i LO-NAF-området mulig å skille mellom lønnsvekst som skyldes tillegg gitt ved tariffoppgjørene og den delen av samlet lønnsvekst som skyldes alle andre forhold (lønnsglidning). For arbeidere i LO-NAF-området har lønnsutviklingen dels blitt bestemt ved avtaler mellom LO og NAF sentralt og dels ved lokale lønnstillegg på den enkelte bedrift. De sentrale oppgjørene har dels vært mellom LO og NAF sentralt (samordnede oppgjør) og dels mellom de enkelte fagforbund i LO og enkeltforeninger i NAF (forbunds-

vise oppgjør). Staten har, via ulike virkemidler, direkte deltakelse i forhandlingene (kombioppgjør) og mer indirekte ved å iverksette særskilte tiltak forsøkt å påvirke lønnsutviklingen. Andelen av den samlede lønnsvekst som ble gitt hhv. som tariff tillegg og lønns glidning har variert betydelig fra midten av 1960-tallet. På 1980-tallet har andelen av den samlede lønnsveksten som ble gitt som tillegg ved de sentrale lønnsoppgjørene ligget mellom 10 og 20 prosent, betydelig under andelen på 1960- og særlig 70-tallet.

For funksjonærene i industrien skjer ikke lønnsfastsettelsen ved kollektive avtaler. Skillet mellom glidning og tariff tillegg har således ikke så stor mening her. Men lønningene for funksjonærene i industrien har over årene hatt en utvikling som er svært lik lønnsutviklingen for arbeidere.

I tillegg til å omfatte lønnstillegg gitt ved forhandlinger på den enkelte bedrift, vil endret sammensetning av sysselsettingen (f.eks. økt andel av personer med høy lønn), endret bruk av overtid, skiftarbeid etc. som fører til økt lønn bli registrert som lønns glidning.

I flere av de norske studiene undersøkes særskilt faktorene bak lønns glidningen og tildels tariff tilleggene separat. For en kvartalsmodell vil det være rimelig å forsøke å endogenisere både lønns glidningen og total lønnsvekst, siden det kan være ulike faktorer som påvirker lønns glidning og lønnsvekst, samtidig som effekten av de ulike faktorene kan variere mellom tariff tillegg og lønns glidning.

Den teoretiske utledningen i dette arbeidet er i stor grad basert på Parkin, Sumner og Ward (1976), heretter (PSW), hvor det tas utgangspunkt i tilpasningen mot likevekt i et arbeidsmarked preget av fri konkurranse. Hovedforutsetningene bak skjemaet er:

1. Husholdningenes tilbud av arbeidskraft til en bestemt sektor avhenger av mottatt reallønn etter skatt.
2. Etterspørselen etter arbeidskraft avhenger av lønnskostnadssatsen deflaterert med produktprisen korrigert for produktiviteten (lønnskostnad består av lønns sats og sats for arbeidsgiveravgift).
3. Lønns satsen øker når det er etterspørselsoverskudd på arbeidskraft (ved den eksisterende lønns sats) og den faller ved tilbudsoverskudd. Dette er

et uttrykk for klassisk prisdynamikk, og ble brukt av den første teoretiske utledningen av Phillipskurven (Lipsey (1960)).

(PSW) argumenterer for tilpasningsmekanismens i pkt. 3 også kan anvendes ved forhandlingsatferd mellom fagforeningene og bedriftene, der målet i forhandlingene er å sette lønna slik at arbeidsmarkedet klareres. Denne begrunnelsen synes imidlertid noe tvilsom, idet målet med forhandlingene da ville være nøyaktig det samme som ville skjedd uten forhandlingene. Begrunnelsen for at fagforeningene skulle eksistere i det hele tatt synes dermed uklar.

Dette skjemaet er et uttrykk for et klassisk frikonkurransemarked der bedriften er pristaker i produktmarkedet. Etterspørselsoverskuddet etter arbeidskraft er definert som differansen mellom etterspørselen og tilbudet av arbeidskraft.

Etterspørselsoverskuddet etter arbeidskraft er:

$$(2.2) \quad X = E(W(1+\tau)/PZ) - T(W(1-s)/PC)$$

hvor X = Etterspørselsoverskudd i arbeidsmarkedet

W = Lønnsats (utbetalt lønn)

P = Produktpris

τ = Sats for arbeidsgiveravgift til folketrygden

s = Andel av inntekt før skatt som betales i skatt

Z = Produktivitet (produksjon pr. timeverk)

PC = Konsumprisindeks

Her er $E(\)$ og $T(\)$ funksjoner for hhv. etterspørsel og tilbud av arbeidskraft. Etterspørselen avhenger negativt av lønnskostnader og positivt av produktpris og produktivitet. Arbeidstilbudet avhenger (positivt) av disponibel reallønn etter skatt. Skattesystemet er her forenklet ved at vi bare betrakter gjennomsnittsskatteprosenten. Ved å derivere denne markedsmodellen får vi endringen i etterspørselsoverskuddet:

$$(2.3) \quad \Delta X = -\alpha \cdot (\Delta W/W + \Delta(1+\tau)/(1+\tau) - \Delta Z/Z - \Delta P/P) \\ - \beta \cdot (\Delta W/W + \Delta(1-s)/(1-s) - \Delta PC/PC)$$

Hvor α = Etterspørselstetningen etter arbeidskraft mhp. lønn (negativ)

β = Tilbudselastisiteten av arbeidskraft mhp. lønn (positiv)

ΔX = Endring i etterspørselsoverskuddet i arbeidsmarkedet

Vi antar at endringen i etterspørselsoverskuddet er proporsjonal med nivået på etterspørselsoverskuddet.

$$(2.4) \quad \Delta X = -\theta \cdot X, \quad \text{hvor } \theta \text{ er en proporsjonalitetsfaktor.}$$

Dvs. at økningen i etterspørselsoverskuddet er mindre jo større nivået på etterspørselsoverskuddet er i utgangspunktet.

Vi får da:

$$(2.5) \quad \Delta W/W = (\theta/\alpha+\beta) \cdot X + (\alpha/\alpha+\beta) \cdot (\Delta(1+\tau)/(1+\tau) + \Delta Z/Z + \Delta P/P) \\ - (\beta/\alpha+\beta) \cdot (\Delta(1-s)/(1-s) + \Delta PC/PC)$$

I (2.5) er lønnsveksten avhengig av nivået på etterspørselsoverskuddet i utgangspunktet og veksten i de øvrige forklaringsfaktorene. Vi legger merke til at denne utledningen legger en del strenge restriksjoner på koeffisientene foran de forskjellige høyresidevariablene. Tilpasningsmekanismen (2.5), som gir uttrykk for tilpasningen i en ulikevektssituasjon i et frikonkurransemarked, antas av (PSW) også å gjelde i en situasjon med forhandlinger. I svært mange (nesten alle?) arbeider er arbeidsløshetsraten (eller en transformasjon av denne) nyttet som indikator for presset i arbeidsmarkedet.

Relasjon (2.5) sier at (prosentvis) lønnsvekst avhenger av nivået på overskuddsetterspørselen, konsum- og produktpris - og produktivitetsvekst samt skattesatser.

I (2.5) er videre summen av koeffisientene for konsum- og produktprisene lik 1, det samme gjelder summen av koeffisientene for inntektsskatt og arbeidsgiveravgift. Videre har konsumpris og inntektsskatt samme koeffisient, likeså produktpris og arbeidsgiveravgift.

Ut fra den teoretiske utledningen i (2.5) bør pris- og skattevariablene erstattes med forventede størrelser. Faktisk lønnsvekst vil således avhenge av forventet økning i priser og skattesatser. Dette ser en ved å betrakte redusert form-relasjonen (2.1). Det er intuitivt rimelig at bedriftenes etterspørsel etter arbeidskraft avhenger av hva den forventeder

at arbeidskraften kan produsere i en periode framover, likeså for arbeidstilbudet, det er den kjøpekraft lønna er antatt å gi senere som er av betydning for arbeidstilbudet idag.

Modellen ovenfor antar implisitt at vi bare betrakter en sektor (evt. en hel økonomi), samt at sektoren er prisfast kvantumstilpasser i produktmarkedet. Vi skal modellere lønnsdannelsen i alle KVARTS-sektorene, som tilsammen omfatter hele økonomien. Forutsetningene foran, med pris-takeratferd, er mest relevante for industrien, særlig utekonkurrerende industri. Her er bedriftene stilt overfor en betydelig konkurranse fra andre lands produsenter, og deres mulighet til å påvirke prisene er begrenset. For sektorer som selger til hjemmemarkedet, er trolig situasjonen annerledes, særlig sektorer som ikke er utsatt for utenlandsk konkurranse (skjermede næringer). Den skandinaviske inflasjonsmodellen eller Aukrust-modellen (Aukrust (1977)), tar eksplisitt hensyn til at det er ulik pris- og lønnsdannelsesatferd i ulike sektorer.

I den skandinaviske inflasjonsmodellen er lønna i konkurranseantatt sektor avhengig av verdensmarkedspris og produktivitet med en elastisitet på 1. Modellen kan enkelt formuleres slik (for konkurranseutsatt sektor):

$$(2.6) \quad \gamma = \left[\frac{W(1+\tau) \cdot N}{P \cdot Q} \right]$$

W = Lønnssats

N = Sysselsetting

P = Produktpris (= verdensmarkedspris)

Q = Produsert mengde

τ = Sats for arbeidsgiveravgift

γ = Lønnsandel

Relasjon (2.6) definerer lønnsandelen, γ . Med en antakelse som at γ skal være konstant, fås ved å elastisere (2.6).

$$(2.7) \quad \frac{\Delta W}{W} = \frac{\Delta P}{P} + \frac{\Delta(Q/N)}{(Q/N)} - \frac{\Delta(1+\tau)}{(1+\tau)}$$

Nominell lønnsvekst er summen av produktprisvekst, eksogen verdensmarkeds-

pris og produktivitetsvekst fratrukket veksten i (1 + sats for arbeidsgiveravgift). Hvis lønnsveksten er mindre enn dette, vil lønnsandelen avta over tid. Dette skulle tilsa at koeffisienten for produktivitet er lik 1, noe som er et spesialtilfelle av (2.5). I (2.5) kan dette framkomme som en hjørneløsning ($\beta=0$). Da vil imidlertid konsumpriser og inntektsskatter falle ut av (2.5).

At β i relasjon (2.5) er lik null, medfører at tilbudselasticiteten for arbeidskraft mhp. reallønn etter skatt er null (vertikal tilbudskurve). Dette er neppe helt urealistisk for industriarbeidere, siden voksne menn utgjør en stor andel av disse. Trolig er voksne menns arbeidstilbud svært lite lønnselastisk. Aukrustmodellens antakelser om lønnsdannelse i konkurranseutsatt sektor er således forenlig med en mer generell modell av typen (PSW).

For industrien som helhet, såvel som de enkelte produksjonssektorer, vil en neppe finne de rendyrkede atferdsformene nevnt ovenfor (jfr. Aukrustmodellens antakelse om at bare lønnsomhetsvariable har betydning for lønnsveksten). Ved å estimere på en relasjon av typen (2.5) kan Aukrustmodellen komme ut som et spesialtilfelle.

I endel nyere norske arbeider har en søkt eksplisitt å modellere lønnsdannelsen som et resultat av en forhandlingsprosess mellom en fagfor-ening og en bedrift (Nymoen (1986A og 1986B)). Under antakelse om at partenes forhandlingsstyrke avhenger av presset i arbeidsmarkedet, kommer man fram til en lønnsrelasjon der lønna avhenger av de samme forklaringsvariable som i relasjon (2.5), men det er ikke fra teoriens side noen restriksjoner at variablene inngår på vekstrateform. På samme måte kan (2.5) ses som et spesialtilfelle av en slik forhandlingsmodell.

En lønnsrelasjon der elementer av en tradisjonell Phillipsrelasjon og en hovedkursrelasjon er kombinert, vil være å inkludere verdensmarkedspris i relasjon (2.1) og dermed også den estimerbare seksjonen (2.5). En slik relasjon har vært gjenstand for estimering i flere av de tidligere norske undersøkelsene, og vil være utgangspunktet også i resten av dette arbeidet med lønnsrelasjoner.

Selv om både konsum- og importpriser er høyresidevariable i lønnsrelasjonene for industrisektorene, vil lønnselasticiteten mhp. importprisene på lang sikt likevel være lik 1 i KVARTS sett som helhet og uavhengig av den relative vektfordelingen mellom import- og konsumpriser i lønnsrelasjonene. Dette er i overensstemmelse med Aukrustmodellen. Grunnen er at prismodellen i KVARTS er homogen av grad 1 i enhetskostnader og import-

priser (se Bowitz, Jensen, Knudsen (1987)). En importprisøkning vil dermed også gi økte konsumpriser som vil gi ytterligere økt lønn osv. Det kan vises ved følgende illustrasjon av prismodellen og (en mulig) lønnsmodell i KVARTS. Ligningene gjelder langsiktssammenhenger. $\hat{\cdot}$ angir relativ vekst. Vi ser bort fra valutakursendringer.

$$(2.8) \quad \hat{W} = \alpha \cdot \hat{PC} + (1-\alpha) \cdot \hat{PK}$$

$$(2.9) \quad \hat{PC} = \beta \cdot w + (1-\beta) \cdot \hat{PK}$$

(2.8) er lønnsrelasjonen der lønnsveksten (\hat{W}) er et gjennomsnitt av konsumprisveksten (\hat{PC}) og verdensmarkedsprisveksten (\hat{PK}).

(2.9) er prisrelasjonen for konsumprisene. Idet vi betrakter en en-sektorøkonomi, ser vi bort fra vareinnsatsprisen. Konsumprisveksten er et veid gjennomsnitt av lønnsveksten (konstant mark-up over variable lønnskostnader) og verdensmarkedsprisveksten. Vi ser bort fra produktivitetsvekst. Modellen har to endogene variable, \hat{W} og \hat{PC} . Løsningsverdiene for variablene fås lett ved innsetting og er

$$\begin{aligned} \text{i)} \quad & \hat{W} = \hat{PK} \\ \text{ii)} \quad & \hat{PC} = \hat{PK} \end{aligned}$$

Innenlandsk lønns- og prisstigning følger dermed verdensmarkedsprisstigningen uavhengig av om konsumprisene er med i lønnsrelasjonen eller ikke (dvs. uavhengig av verdien på α).

3. FRA TEORI TIL ESTIMERBAR RELASJON

3.1. Forventningsdannelse og lag-strukturer

I lønnsrelasjoner av typen 2.5, (og også andre typer) inngår ofte variablene med lag (tidsforskyvning). I Stølen (1985) er således lønnsveksten påvirket av importprisvekst og produktivitetsvekst opp til 3 år tilbake. Det kan gis flere begrunnelser for dette. En lagfordeling over en variabel kan ses som et uttrykk for forventningsdannelsen. Siden man sjelden har direkte observasjoner av forventet prisstigning, antas det ofte at forventet prisstigning er en funksjon av tidligere perioders prisstigning (f.eks. et veiet gjennomsnitt av tidligere perioders prisstigning). Dette kalles ofte adaptive eller tilbakeskuende forventninger. En lagfordeling over tidligere prisstigning kan også begrunnes med at lønnstakerne ønsker kompensasjon for tidligere ikke-forventet prisstigning.

Tregheten i tilpasningen antas ofte å forekomme på grunn av kostnader ved tilpasningen og eksistensen av institusjonelle rammer for lønnsforhandlingene. Tregheten kan modelleres ved å bruke lag.

Endelig antas det ofte at det er variabelens trendmessige verdi som er motiverende for aktørene. For produktiviteten blir ofte "normalproduktivitet" nyttet som variabel, idet denne blir operasjonalisert som et gjennomsnitt av faktisk produktivitet over flere år, se f.eks. Tveitereid (1979). Man antar da at det er den langsiktige veksten i produktiviteten som er motiverende. I så fall vil en lagfordeling over faktisk produktivitet være en måte å få et uttrykk for "normalproduktiviteten" på.

Bruk av lagstrukturer for å modellere forventningsdannelsen har blitt sterkt kritisert de senere år. Bl.a. har den såkalte "Lucas-kritikken" gått ut på at aktørene har forventninger som endres bl.a. av den økonomiske politikken, se f.eks. Lucas (1976). Estimerte lagstrukturer, som uttrykk for en forventningsmekanisme, vil således ikke være uavhengige av den politikken som har vært ført. Det sentrale poenget her er at aktørene i økonomien kjenner økonomiens funksjonsmåte (og verdiene til de eksogene variable), og dermed forventer den utvikling som faktisk blir realisert. Rasjonelle, eller korrekte, forventninger må ses som et yttertilfelle, og har ikke fått sterk støtte i økonometriske studier, se f.eks. Pesaran

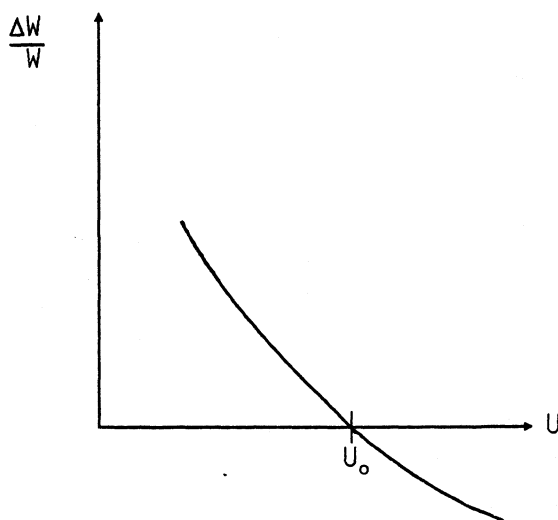
(1985). Men kritikken mot adaptive forventninger er likevel relevant; det er ikke urimelig at aktørenes forventninger påvirkes, i hvert fall i en viss grad, av den økonomiske politikken.

Når vi i dette arbeidet, til tross for den teoretiske kritikken, likevel har latt høyresidevariabelene inngå med lag, har det flere årsaker. Det er andre grunner til å ha lagfordelinger for variablene, f.eks. tilpassningskostnader og kompensasjon for tidligere prisvekst, som nevnt ovenfor. I tillegg har vi ikke direkte observasjoner av aktørenes prisforventninger. Siden en direkte anvendelse av teorien for rasjonelle forventninger ikke har fått sterk empirisk støtte, gjenstår en modellering av forventningene som tilbakeskuende, adaptive. Tatt i betraktning av at andre argumenter enn forventningsdannelse rettferdiggjør lagfordelinger, og ligningene (som vi senere skal se) samtidig føyer data rimelig bra, trenger vi ikke noen streng tolkning av hva lagstrukturene egentlig uttrykker. Alle argumentene nevnt ovenfor rettferdiggjør dem.

3.2. Arbeidsløsheten i en lønnsrelasjon

Helt fra Phillips (1958) har det vært vanlig å utforme arbeidsmarkedsleddet som en hyperbel og et konstantledd, f.eks.

$$(3.2.1) \quad \frac{\Delta W}{W} = a + b \cdot \frac{1}{U} + \text{andre variable.}$$



Ligning (3.2.1) definerer et nivå på arbeidsløsheten, U_0 , der lønnsveksten vil være lik null hvis de øvrige forklaringsvariablene er konstante over tid.

En slik funksjonsform innebærer at effekten på lønnsveksten av økt press på arbeidsmarkedet avtar jo større ledigheten er i utgangspunktet. Men uansett om Phillipskurven krummer eller ikke, vil krysningspunktet mellom kurven og den horisontale akse definere U_0 , som ofte kalles den "naturlige arbeidsløshet" og kan tolkes som en likevektssituasjon i arbeidsmarkedet. Dette er en likevekt i den forstand at presset i arbeidsmarkedet ikke i seg selv bidrar til å øke eller redusere lønnsnivået. Uten vekst i prisene, produktivitet eller skattesatser vil således lønnsnivået være konstant over tid når U er lik U_0 . Hvis ledigheten er mindre enn U_0 , vil arbeidsmarkedet bidra til økt lønnsvekst og til lavere lønnsvekst ved ledighet større enn U_0 . Størrelsen på denne likevektsledigheten må antas å avhenge av strukturelle og institusjonelle forhold på arbeidsmarkedet. Her vil grad av samsvar mellom tilbud og av etterspørsel etter arbeidskraft mht. faktorer som utdanning, geografi osv. være viktig. Organisasjonsstrukturen, (fagforeningen) og organisasjonens atferd vil også være viktige faktorer til å bestemme nivået på en slik likevektsledighet. Likevektsledigheten U_0 , kan tenkes å endre seg over tid, bl.a. som følge av endret sammensetning av arbeidsstyrken m.h.t. kjønn, geografi, utdanning. Endringer i yrkesmessig og geografisk mobilitet vil også spille inn her. Det er intuitivt rimelig at lønnspresset ved en viss arbeidsløshet vil bli redusert hvis det blir lettere for de ledige å omskoleres, gå inn i nye yrker, bli mer mobile geografisk osv.

Ved å estimere en relasjon av typen (3.2.1) vil vi få et anslag på denne naturlige ledigheten (som er uobserverbar) og som i denne relasjonen implisitt blir antatt å være konstant.

For OECD-landene er det blitt gjort et poeng ut av såkalt "hysteresis" i den naturlige arbeidsløsheten idet lønnsveksten, til tross for svært høy arbeidsløshet, ikke har falt så mye som predikert fra tradisjonelle lønnsrelasjoner. (Se f.eks. Coe (1985).) Hysteresis innebærer at den naturlige ledigheten avhenger av utviklingen i den faktiske ledigheten. I lønnsrelasjonen uttrykkes dette ved at den naturlige ledigheten, U_0 , har økt over tid. Presset i retning av redusert lønnsvekst ved høy ledighet vil således avta over tid, når den naturlige ledigheten øker og nærmer seg den faktiske. En begrunnelse for dette er at ved langvarig arbeidsløshet vil de ledige falle helt ut av arbeidsstyrken, miste kvalifikasjoner osv. og

således ikke bidra med noe negativt press på lønningene. En tidlig teoretisk drøfting av lignende fenomener er gitt av Leif Johansen (1982). OECDstudiene har for de fleste OECD-land ikke gitt noen sterk støtte til hypotesen om "hysteresis". En hyperbelformet Phillipskurve, der en økning i ledigheten når ledigheten allerede er høy betyr relativt lite for lønnsveksten, ser ut til å kunne beskrive utviklingen relativt bra.

Men selv om dette kan være et viktig problem når ledigheten blir svært høy, har ledigheten i Norge vært lav målt med internasjonale mål alle årene siden arbeidsledigheten i Europa begynte å øke midt på 1970-tallet. Det vil således være vanskelig å oppdage evt. "hysteresis" i effekten av arbeidsløsheten på lønnsveksten. Jeg vil derfor i utgangspunktet begrense meg til å estimere relasjoner av typen (3.2.1).

3.3. Valg av aggregeringsnivå

De aller fleste analyser av lønnsdannelse, både i Norge og utlandet, er gjort på forholdsvis aggregert nivå, f.eks. industri ialt. I KVARTS må vi fastlegge lønningene for 6 industrisektorer og 11 øvrige sektorer. For industrien kan vi estimere separate relasjoner for hver sektor, eller en aggregert relasjon hvor deretter lønna spres på de enkelte sektorer etterpå.

Tariff tilleggene fastlegges sentralt og er felles for alle industrisektorene (med unntak av eventuelle lavtlønnstillegg). Det kan trekke i retning av å estimere en felles lønnsrelasjon for industrien ialt. Lønnsglidningen varierer i større grad mellom sektorene og må antas i betydelig grad å avhenge av sektorspesifikke forhold. Her er det større grunn til å ha sektorvise ligninger. I denne rapporten blir det estimert sektorvise relasjoner både for samlet lønnsvekst og for lønnsglidningen. Det er i overensstemmelse med modelleringen av andre variable i modellen, der de enkelte variable blir bestemt i ligninger på detaljert vare- eller sektor-nivå.

3.4. Lønnsglidning - tariff tillegg

I de nordiske land, hvor en vesentlig del av lønnsfastsettelsen i industrien i etterkrigstiden har blitt fastlagt ved sentrale tariffoppgjør,

har det ofte blitt fokusert på faktorer bak lønnsglidningen og tariff tilleggene separat. For Norge er dette bl.a. gjort i Isachsen (1976), Isachsen m.fl. (1982) og Tveitereid (1979). Tveitereid (1979) utførte en disaggregert analyse av lønnsglidningen i industrien, mens Isachsen m.fl. (1982) endogeniserte både lønnsglidning og tariff tillegg for industrien i alt. I en kvartalsmodell som KVARTS kan det være grunn til å ta hensyn til kunnskap om (det realiserste) tariff tillegget ved prognoser for resten av året. Det er imidlertid flere forhold som dels problematiserer det å splitte lønnsveksten i tariff tillegg og glidning, og dels praktiske vansker med å dra nytte av et slikt skille.

De vesentligste grunnene for å skille mellom glidning og tariff tillegg er (antakelsen om) at de to komponentene i lønnsveksten tildels påvirkes av forskjellige faktorer og/eller at felles årsaksfaktorer virker ulikt i tid og med ulik styrke på lønnsglidning og tariff tillegg. De generelle tilleggene ved oppgjørene mellom LO og NAF har i hele estimeringsperioden blitt gitt som et kronetillegg. Samtidig har det i mange oppgjør blitt gitt spesielle lavtlønnstillegg til arbeidere i bedrifter med lav lønn. De institusjonelle rammene rundt oppgjørene har imidlertid endret seg over tid.

Fram til 1975 hadde en 2-års avtaler og forhandlinger 2. hvert år. Deretter har forhandlingene mellom LO og NAF funnet sted hvert år. Selv om avtalene fortsatt formelt sett er 2-årige, er det nå mulig å reforhandle 2. år.

Før 1976 ble det gitt automatisk lønnskompensasjon som sentralt tariff tillegg i 2. avtaleår hvis konsumprisveksten var sterkere enn ett avtalt nivå ("rød strek"). Dette systemet ble imidlertid forlatt til fordel for forhandlinger i 2. avtaleår.

De generelle tariff tilleggene påvirkes trolig av forhold som er generelle for hele industrien, mens lønnsglidningen kan antas i større grad å bli bestemt av sektorspesifikke forhold. Videre kan det tenkes at størrelsen på tariff tilleggene påvirker den etterfølgende lønnsglidning. Tveitereid og Isachsen nevner to mulige motstridende effekter.

Det kan tenkes at det er realøkonomiske forhold ("markedet") som bestemmer total lønnsvekst. Et "stort" tariff tillegg vil dermed måtte etterfølges av "liten" lønnsglidning for at den markedsbestemte lønna skulle nås. Vi ville ut fra dette resonnementet anta en negativ sammenheng mellom tariff tillegg og lønnsglidning. I det ekstreme tilfellet hvor lønna er fullt ut markedsbestemt vil en økning i tariff tillegget på 1 prosent redu-

sere lønnsglidningen i de påfølgende kvartaler med 1 prosent. En delvis motvirkende bevegelse i lønnsglidningen vil implisere en negativ koeffisient mindre enn 1 i tallverdi. I det generelle tilfellet vil en således få en delvis motvirkende effekt i lønnsglidningen på "store" eller "små" lønnsstillegg. I Isachsen og Raaum (1983) er den motsatte hypotesen behandlet. Siden sentrale tariffoppgjør medfører en sammenpressing av lønnsstrukturen (lavtlønnsstillegg og likt kronetillegg til alle) er det tenkelig at lønnsglidningen motvirker dette ved at lønnsglidningen er sterkere for høyt lønnsgrupper. Det at den samlede lønnsutviklingen har vært relativt parallell mellom ulike sektorer med ulik gjennomsnittslønn underbygger en slik antakelse. I sektorer med relativt høy lønn, f.eks. verkstedindustrien skulle en således vente at økt tariff tillegg skulle virke positivt på lønnsglidningen. Motsatt skulle en anta negativ eller ingen sammenheng i en sektor med relativt lav lønn, som f.eks. tekstil- og beklædningsindustrien. Men dette er egentlig et høne- og eggproblem. Det er f.eks. også tenkelig at det blir gitt store lavtlønnsstillegg ved de sentrale oppgjørene fordi det forventes sterk lønnsglidning i høyt lønnssektorene etter oppgjøret og svak lønnsglidning i lavtlønnssektorene.

For lønnsglidningen vil vi estimere lønnsglidningsrelasjoner av typen

$$(3.5.1) \frac{\Delta W}{W_{-1}} - \frac{WT}{W_{-1}} = a_0 + a_1 \cdot \frac{WT}{W_{-1}} \dots \dots \text{andre variable}$$

WT: Tariff tillegg i kroner. Øvrige symboler er forklart før.

En verdi av $a_1 > 0$ innebærer at lønnsglidningen øker når tariff tillegget øker.

3.5. Behandling av sesongvariasjoner

Ingen av variablene i KVARTS-modellen er sesongjustert. For å ta hensyn til normale sesongvariasjoner i data, er det benyttet dummyvariable for kvartal. Det defineres 4 dummyvariable, DKV_j ($j=1,2,3,4$) som har verdi 1 i kvartal j og 0 ellers.

Det kvartalsvise nasjonalregnskapet (KNR) er beregnet etter ulike metoder før og etter 1978. For å ta hensyn til et mulig brudd i

sesongmønsteret er det innført en dummyvariabel, BRUDD, med verdi 1 i alle kvartaler før 1978.1 og 0 ellers.

Lønnsrelasjonen ser dermed ut som:

$$\frac{\Delta W}{W} = k_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \cdot (DKV_j - DKV_4) + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \cdot BRUDD \cdot (DKV_j - DKV_4) + \text{andre variable}$$

Konstantleddet k_0 vil tolkes som gjennomsnittlig konstantledd over året, og vil være det samme før og etter 1978. Sesong- og brudd-dummyvariabelen inngår på en slik måte at gjennomsnittseffekten av disse blir null over året (årssummen av $(DKV_j - DKV_4)$ er 0 for alle j).

4. DATAMATERIALET

For de fleste tallseriene er det nyttet tall fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet (KNR). Dette gjelder deflator for privat konsum, importpriser, bruttoprodukt og lønssummer (som er utgangspunkt for beregning av lønssatsene).

KNR inneholder ikke tall for timeverk, som vi trenger for å lage timelønssatser og produktivitetstall (bruttoprodukt pr time). Timeverks-tallene er tatt fra det årlige arbeidskraftregnskapet og kvartalsfordelt. Som kvartalsindikatorer er brukt de ikke-avstemte tall for årsverk fra KNR etter 1978 (den perioden det nåværende KNR omfatter). Ved kvartalsfordelingen av årstallene for timeverk er den s.k. MIN-D4-metoden nyttet. Dette er den samme kvartalsfordelingsmetode som brukes i KNR (se bl.a. Skjæveland (1985)). For perioden 1966-1977 er faste nøkler benyttet (se Stølen (1983)).

Lønssatsene er beregnet med utgangspunkt i KNR's tall for utbetalt lønn og tall for timeverk. De kvartalsvise lønssatsene brukt ved estimeringen er imidlertid beregnet noe annerledes enn KNR's konvensjoner skulle tilsi. I KNR ville kvartalsvise lønnsatser blitt beregnet ved å avstemme ukorrigerede lønssummer og timeverks-/årsverkstall mot årlig nasjonalregnskap hver for seg. Avstemte kvartalsvise tall for lønnsatser ville da framkomme som forholdet mellom (avstemte tall for) lønssum og timeverk/årsverk. Men selv om MIN-D4-metoden gir en god avstemming av lønssum og timeverk, er det mulig at dette ikke er tilfelle for lønnsatsene.

Kvartalsvise tall for lønnsatser er derfor beregnet ved først å beregne ikke-avstemte tall for lønnsatser for kvartal. Disse avstemmes så ved MIN-D4-metoden til lønnsatser (lønn pr. time) som er framkommet ved å dividere lønssummer fra det årlige nasjonalregnskapet med arbeidskraftregnskapets tall for timeverk (årsserier).

De ikke-avstemte tallene for lønnsatser før 1978 er beregnet med utgangspunkt i tall fra KPM-modellens databank, se Tveitereid (1979). Etter 1978 er de beregnet som forholdet mellom ikke-avstemte tall i KNR for lønssummer og årsverk (som i stor grad er basert på timeverksindikatorer på kvartal).

For sektorer utenom industrien er samme metode nyttet etter 1978, mens lønnsatsene før 1978 er beregnet som forholdet mellom lønnssum og timeverk (avstemt hver for seg) p.g.a. manglende statistikkgrunnlag.

Tallene for tariff tillegg er tatt fra "Økonomisk Utsyn" og "Arbeidsgiveren", ulike årganger. Før 1978 er tall fra KPM-modellens databank nyttet.

Forhandlingene mellom LO og NAF har i hele estimeringsperioden munnet ut i et generelt kronetillegg til alle grupper samt en del spesielle tillegg til enkelte grupper, bl.a. lavtlønns tillegg. På grunn av problemer med å fordele lavtlønns tillegget på enkeltsektorer har vi bare brukt tall for det generelle kronetillegget i estimeringsarbeidet. Arbeidstidsforkortelsene har alltid blitt avtalt i lønnsforhandlingene mellom hovedorganisasjonene, og det har alltid blitt gitt full lønnskompensasjon. Disse lønns tilleggene har i estimeringsarbeidet blitt betraktet på linje med andre tariff tillegg.

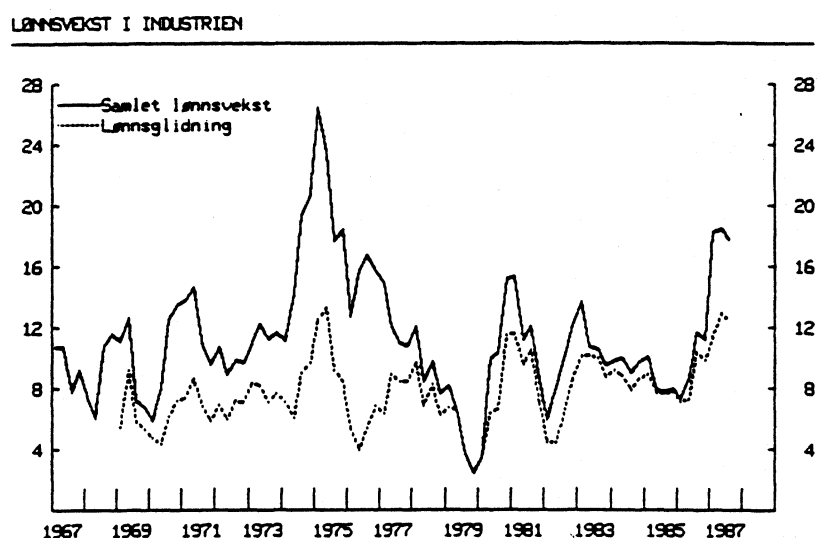
Lønnsbegrepet som nyttes i dette arbeidet omfatter også funksjonærer til forskjell fra NAF's kvartalsstatistikk. Funksjonærenes lønninger fastlegges ikke ved forhandlinger mellom LO og NAF sentralt. Lønnsfastsettelsen skjer i stor grad lokalt på bedriftene, ofte på individuell basis. Over estimeringsperioden sett under ett har imidlertid funksjonærlønningene hatt en vekst som ligger nær arbeidernes. Ved generering av data for lønnsatser etter KVARTS-sektorer, er kvartalstall for arbeideres lønninger nyttet som indikator for å fordele lønnsatsene på kvartaler. Dette medfører at funksjonærlønningene og arbeiderlønningene er fordelt likt på kvartaler.

Tariff tilleggene, i kroner, er de kronetillegg som framkom ved LO-NAF-forhandlingene. Lønns glidningen framkommer ved å trekke tariff tillegget (i prosent fra lønna) fra den samlede lønnsveksten. Dette lønns glidningsbegrepet avviker noe fra det som ofte brukes i offentlig debatt ved at

- i) lavtlønns tillegg er ikke medregnet som tariff tillegg pga. problemene med å fordele det på de enkelte KVARTS-sektorene.
- ii) lønnsnivået er høyere enn for arbeidere alene fordi funksjonærlønningene, som er høyere enn lønningene for arbeidere, også omfattes av det lønnsbegrepet som nyttes. Dette medfører at lønns glidning i prosent av lønnsnivået blir noe lavere enn i NAF-statistikken for arbeidere.

Av figur 4.1. ser vi lønnsutviklingen for industrien i alt. Tallene og figurene for industrien i alt refererer seg til gjennomsnitt i de KVARTS-sektorene det skal estimeres lønnsrelasjoner for, og utelukker derved sektor 40-Raffineringsindustrien. (Sektoren er tatt ut pga. at lønnsatsen tildels viste en utvikling forskjellig fra lønnsatsene i de andre sektorene. Det skyldes trolig svakheter i datamaterialet.)

Figur 4.1. Lønnsvekst i industri. Prosentvis vekst fra samme kvartal året før.



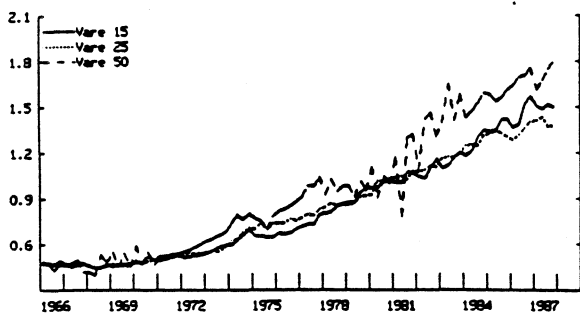
Lønnsveksten i perioden 1966-1985 har vært klart sterkere enn summen av produktivitets- og importprisveksten. Lønnsveksten var særlig sterk midt på 1970-tallet og oversteg 20 prosent i 1975. En vesentlig faktor her må ha vært den sterke importprisveksten i kjølvannet av det første oljeprissjokket i 1973. Den svært lave lønnsveksten i 1979 skyldes lønns- og prisstoppen som ble innført høsten 1978 og som varte ut 1979. På 1980-tallet har lønnsveksten avtatt, men bare gradvis og har ligget noe under nivået tidlig på 1970-tallet. Tariff tilleggene har variert betydelig fra år til år, og det ser ut til å ha vært høyere i 1. avtaleår enn i 2. avtaleår. Tariff tilleggene har bidratt med en mindre andel av samlet lønnsvekst på 1980-tallet enn på 1960- og 70-tallet. Nedgangen i lønnsveksten etter 1981 kan derfor for en stor del tilskrives reduserte tariff tillegg. Glidningen har i større grad holdt seg oppe.

Valg av prisvariabel

For konsumprisen er valgt KNR's deflator for privat konsum. For produktprisvariabelen er imidlertid flere variable mulige. Som verdensmarkedspris kan både eksportpris og importpris nyttes. Den skandinaviske inflasjonsmodellen i sin enkleste utforming skiller mellom skjermede og konkurranseutsatte varer, og antar samme pris på alle anvendelser av hver av varenene. I KVARTS (og i Nasjonalregnskapet) er imidlertid importprisen generelt forskjellig fra eksportprisen, bl.a. fordi sammensetningen av importen er forskjellig fra eksporten. Det er flere grunner til at importprisen her konsekvent vil bli nyttet som konkurransepris. For det første er de fleste industriktorene i større grad utsatt for konkurranse på hjemmemarkedet enn på eksportmarkedet. I tillegg tyder estimeringsresultatene for eksportprisligningene i KVARTS på at importprisene er "mer eksogene" enn eksportprisene, f.eks. er eksportprisen for vare 45 (verkstedprodukter) i sin helhet bestemt av enhetskostnader i sektoren. (Se Bowitz, Jensen, Knudsen (1987)). For å redusere mulig simultanitet, mellom prisvariabelen og lønna, er derfor importprisen brukt som produktpris (konkurransepris).

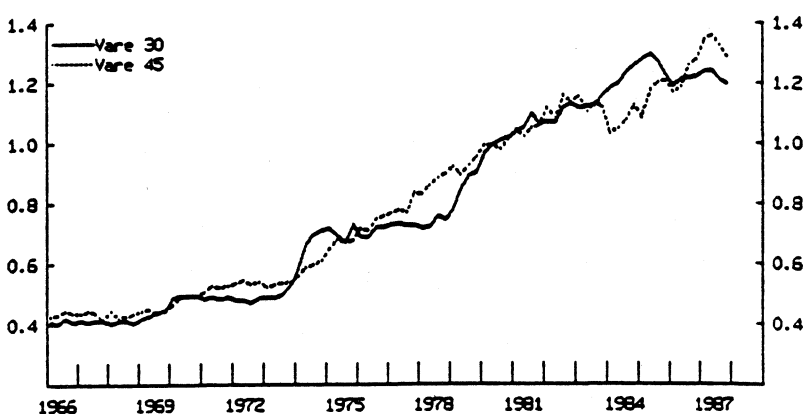
Figur 4.3

IMPORTPRISINDEKSER KVARTS-VARER (1980=1)



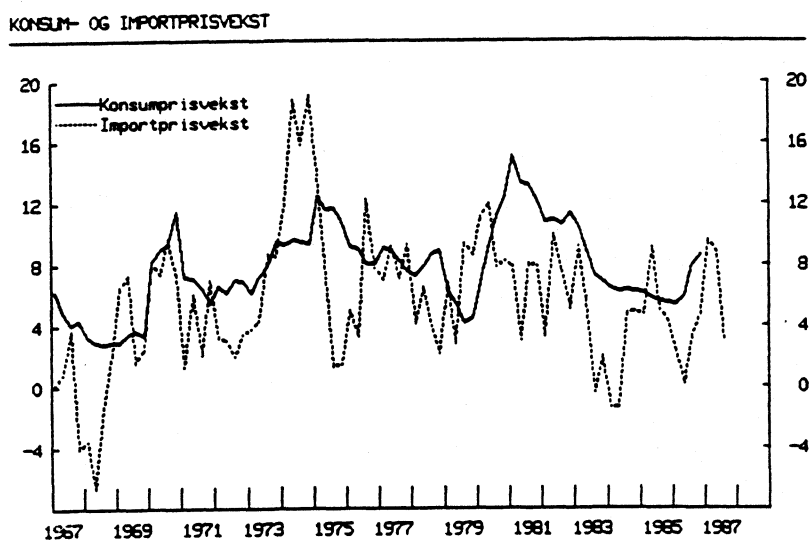
Figur 4.4

IMPORTPRISINDEKSER KVARTS-VARER (1980=1)



Det har vært en nær sammenheng mellom importprisveksten og konsumprisveksten. Det kan se ut som om utviklingen i konsumprisene henger noe etter importprisutviklingen. De to oljeprissjokkene (1973 og 1979) har begge slått sterkt ut i importprisene. Den siste oppgangen i importprisene førte sammen med gjeninnhenting av lønns- og prisstoppen i 1978/79 til en sterk vekst i konsumprisene på begynnelsen av 1980-tallet.

Figur 4.2: Konsumprisvekst og importprisvekst for konkurrerende industrivarer. Prosentvis vekst fra samme kvartal året før.



Av figurene ser vi at importprisene for de ulike KVARTS-varene har økt noenlunde like mye hele perioden 1966-1985 sett under ett, selv om det i visse perioder har vært svært ulik prisutvikling. Dette gjelder særlig årene 1974 og 1979/80. Importprisene på råvarer steg da svært sterkt, noe som gjenspeiles i importprisen på vare 30 og tildels vare 25. Særlig viser importprisen for vare 30 et utpreget syklisk forløp med lange perioder med prisstabilitet avbrudt av korte perioder med store prishopp. Dette er i noe mindre grad merkbart for vare 50. For de mindre konjunkturfølsomme varene 15,25 og tildels 45 følger importprisen i større grad en stigende trend.

Importprisindeksene har imidlertid enkelte særegenheter. For vare 45 faller importprisindeksen fra begynnelsen av 1983 og til midt i 1984. Prisindeksen falt pga. prisetilfallet på datamaskiner som veier tungt i importen av denne varen. Dette gir trolig et dårlig bilde av konkurranseflaten

for norsk verkstedindustri. Disse årene er derfor tatt ut av estimeringsperioden for sektor 45.

Importprisen for vare 50 har et noe uryddig kvartalsforløp. Det ser ut som om kvartalsmønsteret endres i 1971/1972 - midt i perioden for det gamle kvartalsvise nasjonalregnskapet. Etter 1978 er det store (sesongmessige?) fluktuasjoner, som imidlertid ser ut til å bli redusert mot slutten av estimeringsperioden. I estimeringen er det isteden brukt en mekanisk glatting av årsserien for importprisen av denne varen.

Bruttoprodukt pr. timeverk er nyttet som produktivetsvariabel. Produktivetsveksten har variert betydelig fra år til år, og har gjennomgående hatt en pro-syklisk utvikling. Det vil si at den gjennomgående har vært større i høykonjunkturår enn i år med lavkonjunktur. Siden midt på 1970-tallet har det skjedd en markert nedgang i veksten i timeverksproduktiviteten i industrien, et trekk som har vært felles for de fleste vestlige industriland. Gjennomsnittlig produktivetsvekst i industrien i årene 1966-74 var 5,2 prosent, og den falt til 2,3 prosent i årene 1975-85.

Produktivetsutviklingen (bruttoprodukt pr. timeverk) varierer sterkt mellom sektorene. I alle sektorer er det en utflating eller til og med nedgang i timeverksproduktiviteten i løpet av perioden. Mens sektor 30 har en produktivetsvekst i perioden på 267 prosent, er gjennomsnittet for alle sektorene 92 prosent. Lavest ligger sektor 50 med en økning i bruttoprodukt pr. time på bare 24 prosent fra 1966 til 1985. Produktiviteten falt i 1976 og de fleste årene senere i sektor 50, mens fallet i produktivetsvekst inntraff først i 1980 for sektor 15. I sektor 30 ser det knapt ut til å ha vært noe brudd i produktivetsutviklingen, mens sektorene 25 og 45 ser ut til å opprettholde en viss vekst i produktiviteten fra slutten av 1970-tallet, men betydelig svakere enn i den første halvdel av estimeringsperioden.

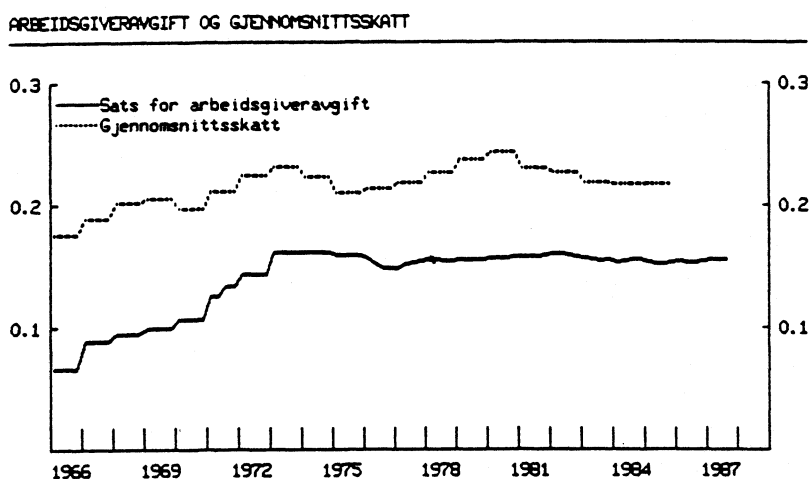
Lønnssatsene i de ulike industrisektorene har hatt en forholdsvis parallell utvikling. Ser vi hele estimeringsperioden under ett, har de fleste tjenesteytende sektorene hatt en lavere gjennomsnittlig lønnsvekst enn industrisektorene.

Som vi senere skal se, vil inkludering av høyresidevariable der utviklingen varierer så mye mellom sektorene føre til at de estimerte koeffisientene i lønnsrelasjonene vil variere betydelig mellom sektorer fordi lønnsveksten har vært relativt parallell mellom industrisektorene hele perioden sett under ett.

Valg av skattevariable

Sats for arbeidsgiveravgift etter sektor fås fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Som indikator for inntektsskatten er brukt parameteren for gjennomsnittlig skattesats for husholdningene i inntektsblokken i KVARTS. Dette er et bedre uttrykk for skattereglene enn å bruke skattebeløpet dividert med inntekt før skatt fordi skattebeløpet også vil være påvirket av husholdningenes egen tilpasning. F.eks. vil en sterk inntektsvekst føre til at husholdningene blir beskattet i høyere progresjonstrinn og således får økt gjennomsnittsskatt.

Figur 4.5



Arbeidsgiveravgiftssatsen har vært nesten uendret siden 1973/1974 etter en kraftig opptrappingsperiode fra midt på 1960-tallet.

Inntektsskattene er høyere ved slutten av estimeringsperioden enn i 1966. Det var stigning i skatteparameteren i de fleste årene før 1980, med unntak av 1970 (innføring av momsen medførte en overgang fra direkte til

indirekte beskatning) og i 1974 og 1975. Skattelettelsene etter 1980 har medført at gjennomsnittsskattesatsen nå er på samme nivå som midt på 1970-tallet.

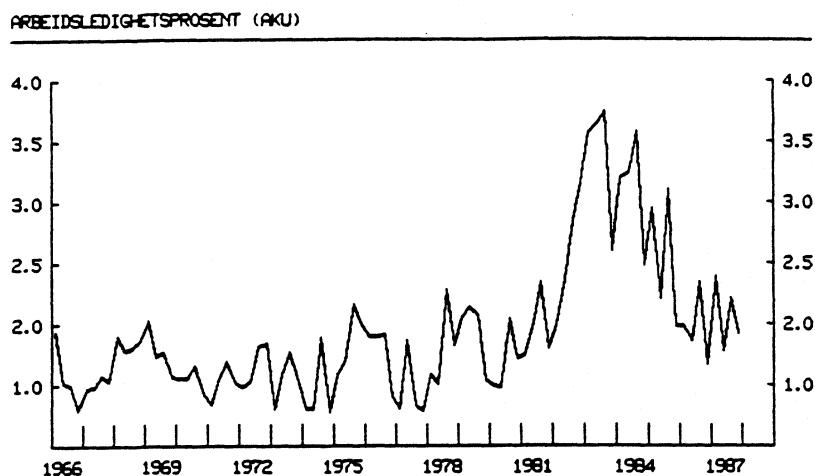
Valg av arbeidsmarkedsindikator

Arbeidsløshetsraten er en gjenganger i operasjonaliseringen av press i arbeidsmarkedet. Dette er et uttrykk for situasjonen i arbeidsmarkedet som helhet, ikke bare for konkurranseutsatt sektor. Men de sykliske bevegelsene i ledigheten for industriarbeidere finner en også igjen i tallene for den samlede arbeidsløsheten. (Jfr. Stølen (1985)). Lønnsrelasjonen (3.5) er tenkt estimert for alle industrisektorene i KVARTS. Ved å bruke arbeidsløshetsraten som pressvariabel vil en kunne miste informasjon om presssituasjonen for de enkelte sektorene.

Et alternativt mål på etterspørselspress er kapasitetsutnyttingsindeks som er brukt av Tveitereid (1979)). Slike indekser er beregnet for alle KVARTS-sektorene og er i bruk i andre deler av modellen. Disse er beregnet med utgangspunkt i bunnpunkter for capital-output-raten (se Cappelen og von der Fehr (1986)). Vi får her med sektorinformasjon om produksjon (og dermed etterspørsel etter arbeidskraft), men ikke om tilbudssiden i arbeidsmarkedet. Bak bruken av sektorvise kapasitetsutnyttingsindikatorer ligger en implisitt antakelse om sektorvise (KVARTS-sektorer) arbeidsmarkeder. Det er ikke grunn til å tro at KVARTS-sektorene gir noen god oppdeling av arbeidsmarkedet etter kriterier som geografi, utdanning, kjønn etc.

Ved bruk av en aggregert indikator betrakter en implisitt arbeidsmarkedet under ett, og vi vil dermed få med effekten av f.eks. at økt arbeidskraftetterspørsel fra en KVARTS-sektor vil kunne gi mangel på arbeidskraft (og dermed økt lønn) i en annen sektor. Generelt kan en tenke seg begge indikatorer tatt med i lønnsrelasjonen.

Figur 4.6



For Norge har en to datakilder for beregning av arbeidsløsheten: Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) og Arbeidsdirektoratets tall for arbeidsløse registrert ved arbeidskontorene. AKU er en utvalgsundersøkelse der alle som svarer at de søker arbeid blir registrert som arbeidsløse, mens Arbeidsdirektoratets tall bare omfatter personer som har meldt seg ved arbeidskontorene. Arbeidsløsheten etter de to definisjonene beveget seg forholdsvis parallelt på 1970-tallet da tallet på arbeidsløse ifølge AKU var noe større enn registrert ved arbeidskontorene. I 1981 og 1982 steg den registrerte ledigheten vesentlig sterkere enn AKU-ledigheten, noe som trolig skyldtes økt meldetilbøyelighet til arbeidskontorene blant de arbeidsløse. En økning i meldetilbøyeligheten i seg selv vil neppe påvirke presset i arbeidsmarkedet. I 1983 ble også den grensen for den tid man kan motta dagpenger økt, noe som også gir et kunstig skift i en variabel som skal si noe om arbeidsmarkedet. I denne undersøkelsen er derfor arbeidsløshetsraten ifølge AKU benyttet som pressindikator.

AKU's tall for arbeidsløse går ikke lenger tilbake enn 1972. For å få en sammenhengende serie helt tilbake til 1966 (startår for det kvartalsvise nasjonalregnskapet), ble det estimert en relasjon mellom antall ledige iflg. AKU og iflg. Arbeidsdirektoratet over perioden 1972.1 - 1980.4. Denne

ble brukt til å beregne ledige personer "iflg. AKU" for 1966.1 - 1974.4. Ledighetsraten for disse årene ble beregnet ved å dividere ledige personer med sysselsatte personer ialt fra Byråets arbeidskraftregnskap.¹⁾

1) Relasjonen er (i tusen personer):

Ledige iflg AKU= $8,4+1,08$ (Ledige iflg. Arbeidsdirektoratet)
- $4,1.D1+7,4.D2+11,6.D3$.

Der D1, D2, D3 er sesongdummies, 1 i kvartal i, 0 ellers.

1975-tallene for AKU-ledige er prekorrigert på grunn av en antatt skjevhet i tallene.

5. ESTIMERINGSRESULTATER, INDUSTRI OG BYGG- OG ANLEGG

Dette avsnittet dokumenterer estimeringsresultatene for totallønnsrelasjoner og lønnsglidningsrelasjoner for KVARTS-sektorene 15 - nærings- og nytelsesmiddelindustri, 25 - produksjon av trevarer, grafiske og mineralske produkter m.v. 30 - råvareindustri, 45 - verkstedindustri, 50 - verftsindustri og 55 - Bygg- og anleggsvirksomhet.

Estimeringene er hovedsakelig foretatt over perioden 1969.1-1985.4. Den tidlige fasen i estimeringsarbeidet ble utført over en noe kortere periode, men siden reviderte nasjonalregnskapstall ble tilgjengelig under arbeidet, er de rapporterte relasjonene estimert over hele perioden.

I alle de rapporterte resultatene er minste kvadratets metode (MKM) nyttet. En nødvendig forutsetning for at denne metoden skal gi konsistente estimater er at ingen av de høyresidevariable er korrelert med restleddet. Dette kan være tilfellet hvis f.eks. konsumprisvekst og lønnsvekst er h.h.v. høyreside- og venstresidevariabel. Det kan da tenkes at et initialt sjokk i prisvariabelen i første omgang fører til en økning i lønningene, men at lønnsøkningen i sin tur gir ytterligere konsumprisvekst via økte kostnader i bedriftene. Dette problemet vil være mindre i praksis jo kortere periodisiteten i data er fordi atferd i et kvartal i stor grad vil være bestemt av forhold i tidligere kvartaler, mens ved årsdata vil tidligere kvartalsverdier være innbakt i verdien i inneværende periode. Ved kvartalsdata vil høyresidevariablene i større grad være predeterminerte (lagget). I valget mellom å utforme variablene som vekstrater i forhold til kvartalet før eller i forhold til samme kvartal året før peker dette i retning av å velge den første utformingen.

I prinsippet kan simultanitetsproblemer møtes ved å nytte andre estimeringsmetoder enn MKM, f.eks. bruk av instrumentvariable. Dette er bare i beskjeden grad gjort i forbindelse med denne rapporten. Andre undersøkelser av lønnsutviklingen i Norge, (bl.a. Isachsen (1983)) har brukt slike estimeringsteknikker og fikk resultater som i liten grad avviker fra resultater oppnådd ved MKM. Grunnen til at simultanitetsproblemer i praksis ikke spiller så stor rolle i analyser på tidsrekke-data, er at disse domineres av sterke trendbevegelser som gir opphav til høy korrelasjon mellom f.eks. priser og lønninger. Rent teoretisk kan en vise at selv om simultanitetsproblemet i prinsippet skulle være til stede i analysen av de to tidsrekkene, vil MKM likevel gi konsistente estimater dersom tidsrekkene er integrert av første orden, jf. Stock (1987).

Ved valg mellom ulike estimeringsresultater er det ikke nyttet noen formell testprosedyre, men jeg har i stor grad basert meg på skjønnsmessig vurdering av de estimerte koeffisientens t-verdier, den multiple korrelasjonskoeffisienten (korrigert for antall frihetsgrader), Durbin-Watson-observatoren osv.

Ved estimering av totallønnsrelasjonene er det lagt vekt på at relasjonene skal være homogene av grad 1 i priser. Det vil si at når konsum- og importprisene begge øker med 1 prosent, skal lønnsnivået på lang sikt også øke med 1 prosent. Dette vil i praksis si at summen av lagkoeffisientene foran konsum- og importprisleddene til sammen er lik 1. I den teoretiske utledningen i kap. 2 var dette et sentralt resultat. Der framgikk det også at produktivitet- importpris- og arbeidsgiveravgiftsvekst hadde samme koeffisienter. Det samme gjaldt konsumprisvekst og økning i skattene. Ved valg av ligninger har vi ikke tatt restriksjonen om at skattevariablen og konsumprisveksten skal ha samme koeffisient like alvorlig som restriksjonen som prishomogenitet. Bl.a. kan det forholdsvis at husholdningene i den teoretiske modellen helt så bort fra at økt skattenivå kan gå sammen med økt offentlig konsum og overføringer som kommer lønnstakerne til gode, føre til at de ikke krever full lønnskompensasjon for skatteendringer. Det at koeffisientene hadde "rett fortegn" i forhold til forventet ut fra teorien betraktes som avgjørende. Dette er i de fleste tilfeller oppnådd ved å variere laglengde og polynomgrad under estimeringen av ligningene. Generelt var det slik at med tilstrekkelig lange lag ble sum av lagkoeffisientene for prisvariablene langt større enn 1. Laglengden ble gjennomgående gjort så kort som mulig under bibehold av homogenitet av grad 1 i prisene.

Ved endelig fastlegging av koeffisientene ble så TROLL-kommandoen "restrict" nyttet for å sikre at summen av alle priskoeffisientene ble nøyaktig lik 1.

I flere av sektorene ble koeffisienten foran relativ endring i (1 + arbeidsgiveravgiftssats til folketrygden) estimert til å være mindre enn -1. Det betyr at en økning i arbeidsgiveravgiftssatsen ville føre til en nedgang i bedriftenes lønnskostnader, noe som er klart urimelig. I disse tilfellene ble koeffisientene a priori satt lik -1. Variablen inngikk da generelt uten lag.

For de fleste sektorene var det svært vanskelig å skille mellom import- og konsumpriser i lønnsrelasjonene. Det var vanligvis mulig å oppnå homogenitet av grad 1 i prisene ved å estimere en lagfordeling både for konsumprisene og importprisene alene for de fleste sektorene. For alle sek-

torene gav også relasjoner der både import- og konsumpriser inngikk gode resultater, og føyningen var gjennomgående bedre enn i relasjoner med bare en av prisvariablene med. Her var det store muligheter for valg av relativ vektfordeling mellom importpriser og konsumpriser. Dette valget har betydning fordi økning i indirekte skatter slår ut i konsumprisene (også på lang sikt), mens de ikke slår ut i importprisene. Selv om prismodellen er homogen av grad 1 i enhetskostnader og importpriser (som i KVARTS), er det altså ikke likegyldig hvor store vektorer henholdsvis import- og konsumprisene får i lønnsrelasjonene. En økning i indirekte skatter (reduuerte subsidier) vil slå ut i konsumprisene. Via en lønnsrelasjon der konsumpriser inngår vil dette i sin tur gi økt lønnsvekst som gir ytterligere økt prisvekst osv. Dette vil ikke skje i en "hovedkursrelasjon" der bare importprisene inngår.

Vektfordelingen mellom import- og konsumpriser er fastlagt med utgangspunkt i aggregerte føyningsmål som \bar{R}^2 og SER ved å betrakte residualene i relasjonene over hele estimeringsperioden.

Som aktivitetsvariabel er arbeidsløshetsraten nyttet. I KVARTS, som opprinnelig var en ren etterspørselsmodell (og følgelig ikke inneholdt arbeidstilbud), var det tanken å la sektorvise kapasitetsutnyttingsindikatorer være aktivitetsvariablene. Disse ville riktignok ikke inneholde informasjon om tilbudssiden i arbeidsmarkedet, men ville kunne få fram ulikheter mht. etterspørselen etter arbeidskraft mellom sektorene. Arbeidsløshet er et aggregert mål for økonomien under ett og inneholder ikke sektorinformasjon. Det viste seg imidlertid tidlig at det ikke var mulig å kombinere lønnsrelasjoner der både kapasitetsutnyttning og produktivitetsvekst inngikk på grunn av stor samvariasjon mellom de to. Det var alltid kapasitetsutnyttning som ble insignifikant når begge variablene inngikk i relasjonene.

For alle sektorene er det nyttet to dummyvariable for å ta hensyn til lønns- og prisstoppen i 1978 og 1979. Dummyvariabelen for prisstopp har verdi 0,3 i 1978.3 og 1 i kvartalene 1978.4 til og med 1979.4. Dummyvariabelen for (mulig) gjeninnhenting etter reguleringsperioden har verdi 1 i 1980.1, 3 i 1980.2 1 i 1980.3 og 0,3 i 1980.4. Den kumulerte summen av de to dummyvariablene er således helt like. Verdien av gjeninnhittingsdummyen er satt skjønsmessig lik 3 i 1980.2, siden tariffoppgjøret fant sted i 2. kvartal og en stor del av gjeninnhentingseffekten ble antatt å inntreffe da. I lønnsglidningsrelasjonene er dummyvariabelen for (mulig) gjeninnhenting etter utløpet av reguleringene satt lik 1 i alle kvartalene i 1980.

Siden det er nyttet ikke-sesongjusterte tall, er det brukt dummyvariable for sesong. I tillegg er det brukt dummyvariable for å ta vare på et eventuelt brudd i sesongmønsteret før 1978 fordi det kvartalsvise nasjonalregnskapet er beregnet på forskjellige måter før og etter 1978. Det implisitte konstantleddet på årsbasis (årgjennomsnitt) er derimot det samme i hele estimeringsperioden.

Ut fra teoretiske betraktninger er det vanskelig å gi vel begrunnede anvisninger på funksjonsformen til "Phillipskurveleddet". De aller fleste norske empiriske undersøkelser har imidlertid gitt som resultat en krum kurve, dvs. at endringer i lønnsveksten som følge av endret arbeidsledighet blir mindre jo større arbeidsledigheten er i utgangspunktet. Dette blir ofte operasjonalisert ved at arbeidsledigheten inngår på hyperbelform. I de rapporterte ligningene inngår arbeidsløsheten på formen $(1/U)^2$, der U er arbeidsløshetsraten. Grunnen er at denne formulering har gitt noe bedre føyning enn den rene hyperbelformen $(1/U)$ i innledende estimeringer.

Lønnsrelasjonene som estimeres er på formen:

$$(5.1) \quad \hat{W} = a_0 + a_1 \cdot \hat{PC} + a_2 \cdot \hat{PI} + a_3 \cdot (1-\hat{TT}) + a_4 \cdot (1+\hat{TY}) \\ + a_5 \cdot (1/U_{-1})^2 + a_6 \cdot \hat{Z} + \text{sesong} + \text{dummies}$$

$\hat{\quad}$ - relativ endring i variabelen (vekst fra kvartalet før)

PC - deflator privat konsum

PI - importpris for vare j

Z - bruttoprodukt pr. timeverk, sektor j

TY - sats for arbeidsgiveravgift, sektor j

TT - makro gjennomsnitts- skattesats fra skattefunksjonen i KVARTS

U - arbeidsløshetsrate, AKU-definisjon

Ved å sette alle høyresidevariable utenom arbeidsløsheten konstant, kan relasjon skrives som

$$\hat{W}_t = a_0 + a_5 \cdot (1/U)^2$$

Den ledighet som gir null lønnsvekst blir således

$$U = (-a_5/a_0)^{1/2}$$

U_0 blir ofte kalt "likevekstsledighet" eller "natural rate of unemployment". Begrepet NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment) vil i alminnelighet være forskjellig fra U_0 i en åpen økonomi. Se f.eks. Coe (1985).

Hvis $U=U_0$, bidrar ikke arbeidsmarkedet til å øke eller redusere lønnsnivået.

Hvis a_5/a_0 (forholdet mellom koeffisienten foran arbeidsledighetsvariabelen og konstantleddet) varierer mellom de ulike sektorvise lønnsrelasjonene, vil også estimatet på U_0 , variere mellom sektorer. De sektorvise U_0 'ene er det ikke lett å gi en rimelig tolkning av. "Naturlig" ledighet for arbeidsmarkedet sett under ett vil være et veid gjennomsnitt av U_0 i de enkelte industrisektorene.

En grunn til at estimatet på U_0 varierer mellom sektorene, er at industrisektorene hadde relativt parallell lønnsutvikling i estimeringsperioden samtidig som importpris- og produktivitetsutviklingen varierte betydelig mellom sektorene. For en sektor der importpris- og produktivitetsveksten var sterk i estimeringsperioden, må arbeidsledighetsvariabelen sørge for at relasjonen gir den samme lønnsvekst som i sektorer hvor det har vært lav importpris- og produktivitetsvekst (fordi lønnsutviklingen har vært nesten parallell) hele estimeringsperioden sett under ett. Dette betyr at U_0 blir svært lav i sektorer med sterk importpris- og produktivitetsvekst. Da vil faktisk ledighet i estimeringsperioden i stor grad være større enn den "naturlige" og følgelig isolert sett bidra til redusert lønnsvekst. Vi må også, ved tolkningen av U_0 , være klar over at import- og konsumprisene har hatt svært ulik gjennomsnittlig vekst i estimeringsperioden. Gjennomsnittlig årlig importprisvekst har vært om lag 2 prosentpoeng lavere enn for konsumprisene. Ved konsumpris som prisvariabel vil bidraget til lønnsveksten være større enn når det er importprisen som er prisvariabel (når prisvariabelene har samme koeffisient), og en får da en lavere U_0 jo større vekt konsumprisene får i lønnsrelasjonen, alt annet likt.

5.1. Relasjoner for bestemmelse av total lønnsvekst

Estimeringsresultater sektor 15, (nærings-, nytelsesmiddel- og beklednings- industri)

For sektor 15 (som i de øvrige sektorene) ble langtids-priselastisiteten langt større enn 1 bare lag'ene på prisvariablene var lange nok. Dette var for sektor 15 tilfellet med mer enn 4 kvartalers lag på konsumprisene og samtidig 6 kvartalers lag på importprisene. Med lange lag på konsumprisene alene fikk vi også dette resultatet, men ikke når bare importpriser inngikk. Koeffisienten foran arbeidsgiveravgift og produktivitet ble lite påvirket av valg av prisvariabel og laglengde på disse. Arbeidsløsheten fikk større koeffisient i relasjoner der konsumprisene hadde relativt stor sum av lagkoeffisienter og mindre jo mer importprisen betød og jo lengre lag importprisen inngikk med.

Sammenlignet med de andre industrisektorene får konsumprisene stor betydning relativt til importprisene i sektor 15. I den valgte relasjonen er sum av lagkoeffisienter 0,72 for konsumprisene og 0,28 for importprisene. Konsumprisen inngår som en lagfordeling over 3 kvartaler, polynomisk fordelt av 1. grad. Importprisen inngår med et tilsvarende lag over 4 kvartaler.

Økning i arbeidsgiveravgiftssatsen har fått koeffisienten satt lik -1 apriori etter å ha blitt mindre enn -1 i innledende estimeringer. Utviklingen i direkte skatter ser også ut til å ha betydning for lønnsveksten, men koeffisienten er svært uskarpt bestemt. Apriori antakelser sammen med det forhold at skattesatsene har endret seg lite i estimeringsperioden sammenlignet med konsumprisene kan imidlertid rettferdiggjøre at vi tar variabelen med i lønnsrelasjonen. Effekten av skatteøkninger på lønnsveksten er i denne relasjonen bare omlag halvparten av effekten av en konsumprisøkning.

Arbeidsløsheten har betydning for lønnsveksten i sektor 15 og inngår lagget ett kvartal i den valgte relasjonen. En nedgang i arbeidsløsheten fra 3 til 2 prosent vil gi en økt årslønnsvekst på 2,3 prosent.

Vekst i produktiviteten synes ikke å ha betydning for lønnsveksten i sektor 15. Selv om det ble forsøkt med ulik laglengde og polynomgrad,

var aldri koeffisienten i nærheten av å kunne kalles signifikant større enn null. Den var også svært liten i tallverdi.

Estimeringsresultater sektor 25, (trevare, grafisk og mineralbearbeidende industri)

Ved tilstrekkelig lange lag på konsum- og importprisvariablene samtidig ble sum av langtidspriselastisitetene langt større enn 1. Dette var lite rimelig og lag-lengdene måtte derfor reduseres for å tilfredsstille den apriori antakelsen om en langtids priselastisitet på 1. Føyningsobservatorer som \bar{R}^2 viser klart bedre føyning når begge prisvariablene er med enn når bare en av de to variablene inngår i ligningen. De statistiske føyningsobservatorene avgjør imidlertid dårlig den relative vektfordelingen mellom konsum- og importprisene, og fordelingen på de to måtte i stor grad bli fastlagt ved skjønn under bibetingelse at sum av priselastisiteter (import- og konsumpriser) ikke skulle bli større enn 1. I den valgte relasjonen er elastisiteten mhp. importprisene omlag 0,6 og mhp. konsumprisene om lag 0,4. Konsumprisendringer vil i relasjonen gi en rask økning i lønna (uttømt etter 2 kvartaler), mens effekten av en importprisøkning først er uttømt etter 9 kvartaler.

Timeverksproduktiviteten har i den valgte relasjonen en betydelig langsiktselastisitet - om lag 0,6. Effekten er uttømt etter 3 år og er størst i de første kvartalene, for deretter å avta gradvis.

Endringer i direkte inntektsskattesatser har en effekt på lønningene i sektor 25 og inngår med en koeffisient på omlag halvparten av koeffisienten for konsumprisene. Skatter er tatt med i ligningen selv om variabelen knapt kan kalles signifikant ut fra vanlige testkriterier (t-verdier). Men selv om t-verdien er lav, er altså størrelsen på koeffisienten ikke ubetydelig.

Koeffisienten for arbeidsgiveravgiftsvariabelen ble mindre enn -1 i innledende estimeringer. Den ble derfor satt lik -1 som restriksjon og ligningen ble deretter estimert på nytt. Arbeidsledigheten hadde mindre betydning for lønnsveksten i denne sektoren enn i nesten alle de andre industrisektorene.

Estimeringsresultater sektor 30, (råvareindustri)

Også for denne sektoren ble sum av priskoeffisientene langt større enn 1 ved lange lag på prisvariablene, særlig for konsumprisene. Sum av priskoeffisienter for importprisene ble aldri større enn 1 selv med 3 års lag; størst sum av priskoeffisienter ble her 0,6.

Vektfordelingen mellom konsum- og importpriser ble også for denne sektoren fastlagt skjønnsmessig med utgangspunkt i \bar{R}^2 og pålagt av sum av priskoeffisienter skal være lik 1. I den valgte relasjonen teller importprisene noe mer enn konsumprisene.

Langtidselastisiteten av produktivitetsendringer på lønningene er i overkant av 1/2 i den valgte relasjonen. Dette er et resultat som går igjen i alle modellvarianter.

Endringer i arbeidsløsheten ser ut til å bety mye for lønnsutviklingen i sektor 30. Koeffisienten ble større jo større vekt importprisene fikk i relasjonen. I den valgte relasjonen vil en nedgang i arbeidsløsheten fra 3 til 2 prosent gi en økning i lønna på årsbasis på 2,3 prosent. Begge prisvariablene og produktiviteten inngår med polynomiske lag av 1. grad. Importprisene og produktiviteten har begge 12 kvartalers lag, konsumprisene 2. Effekten av endringer i disse variablene er dermed sterkest de første kvartalene og avtar gradvis mot null.

Produktivitetsveksten for denne sektoren har vært betydelig sterkere enn i de andre industrisektorene. Dette er trolig hovedgrunnen til at konstantleddet er mindre (mer negativt) enn i de andre lønnslikningene. Det må til et stort negativt konstantledd for å sikre en lønnsvekst som i stor grad følger gjennomsnittet i industrien når produktivitetsveksten er så sterk.

Arbeidsgiveravgiften inngår med en koeffisient på -1. Dette er pålagt som restriksjon etter at fri estimering gav en koeffisient mindre enn -1. Inntektsskattene fikk koeffisienter på omlag halvparten av konsumpriselastisiteten og lave t-verdier. Men selv om t-verdiene var lave, er imidlertid skatten tatt med.

Estimeringsresultater sektor 45, (verkstedindustri)

Det viste seg her umulig å få rimelige estimeringsresultater ved å bruke hele perioden 1969.1-1985.4 (jf. kap.4). Sum av priskoeffisienter ble aldri større enn 1/2 uansett om eksport- og importprisen ble nyttet som konkurransepris. Dette skyldtes sannsynligvis at importprisen for denne varen falt gjennom 1983 og delvis i 1984. Etter alt å dømme skyldes dette måten prisindeksen er konstruert på (enhetspris) og reflekterte neppe den faktiske prisutviklingen på identiske varer. Bruk av eksportprisen som konkurransepris kunne i utgangspunktet vurderes, men den er i prinsippet utsatt for samme feilkilde. Et avgjørende moment er at i eksportprisligningene i KVARTS (se f.eks. Bowitz, Jensen og Knudsen (1987)) blir eksportprisen for vare 45 i sin helhet bestemt av innenlandske kostnader, hvor lønn er en vesentlig faktor. Satt inn i totalmodellen i KVARTS, ville således lønnsutviklingen i sektoren avhenge av eksportprisen, som igjen var bestemt av lønnsnivået på et tidligere tidspunkt.

Alternativet som er forsøkt, er å ta disse årene ut av estimeringsperioden og håpe at en slik atypisk prisutvikling for importprisen ikke gjentar seg. For bruk i prognosesammenheng skulle dette være et lite problem, siden man naturligvis ikke vil anta at en slik "gal" prisutvikling vil inntreffe når man gir anslag for importprisene. Vi estimerte dermed lønnslikningen over perioden 1969.1-1982.4.

Både import- og konsumprisene har betydning for lønnsveksten i sektoren. Selv med 12 kvartalers lag på importprisene ble ikke langtidsprirelastisiteten større enn 0,6 når bare importprisen inngikk. Med bare konsumpriser som prisvariabel ble langtidselastisiteten nær 1 etter 12 kvartaler, men føyningen ble klart best i relasjoner hvor både import- og konsumprisene var med. I den valgte relasjonen skjer effekten av en konsumprisendring i sin helhet i inneværende kvartal, mens det tar 8 kvartaler før effekten på lønningene av en importprisendring er uttømt. Konsum- og importprisene har omlag like stor betydning på lang sikt for lønningene i den valgte relasjonen. I motsetning til de andre industrisektorene er arbeidsløsheten i sektor 45 lagget 4 kvartaler. Det går altså 4 kvartaler før en endring i arbeidsløsheten påvirker lønnsveksten i sektoren. Føyningen blir markert dårligere om arbeidsløshetsvariabelen inngår f.eks. lagget

ett kvartal. Den estimerte koeffisienten innebærer at en nedgang i arbeidsløsheten fra 3 til 2 prosent gir en økning i årslønnsveksten på om lag 1,8 prosent.

Produktiviteten har en langtidselastisitet på ca. 0,4 og effekten er uttømt etter 8 kvartaler.

Koeffisienten foran arbeidsgiveravgiften er apriori satt lik -1, mens inntektsskattene har en koeffisient estimert til om lag 0,5, men t-verdiene er beskjedne.

Estimeringsresultater sektor 50, (bygging av skip og oljeplattformer)

Estimeringsperioden for denne sektoren ble satt til 1969.1-1983.4 fordi det ser ut som om den lønnsveksten som lå inne i nasjonalregnskapet fra 1984 til 1985 etter alt å dømme var altfor høy, over 14 prosent. Dette var langt over tall fra f.eks. NAF-statistikken for arbeidere. På grunn av avstemming av kvartalstallene mot årstall, har dette også påvirket veksten fra kvartal til kvartal i de avstemte lønnsattsene i siste halvår i 1984. Slutten av estimeringsperioden er derfor satt til 1983.4.

Lønnsrelasjonen for denne sektoren ligner relasjonene for de øvrige sektorene idet lønna bestemmes av konsum- og importprisene i inneværende og tidligere kvartaler, arbeidsløshetsraten og andre variable. Produktivitetstutviklingen i denne sektoren fikk et kraftig brudd fra midt på 1970-tallet og har, slik den er målt i nasjonalregnskapet, vært uendret eller tildels avtakende i store deler av perioden 1975-1985. Samtidig har lønnsveksten i sektoren grovt sett fulgt lønnsveksten i de øvrige industri-sektorene. Det er derfor ikke så rart at produktivetsvariabelen ikke blir signifikant forskjellig fra null når estimeringsperioden var 1969.1-1983.4. For å få rimelige estimater på de øvrige koeffisientene i ligningen viste det seg nødvendig å innføre en dummyvariabel for å ta hensyn til det eksep-sjonelt sterke bruddet i produktivetsutviklingen. Uten denne dummi- ble sum av priskoeffisienter alltid langt mindre enn 1 (rundt 0,6) samtidig som arbeidsledigheten fikk en svært stor koeffisient. Dummiens koeffisient er "stor" i tallverdi og signifikant. Koeffisienten er ca. 0,012 noe som betyr et lønnsvekstbidrag fra dummi- pr. år på 4 1/2 prosent i årene 1969-1974, noe som virker svært mye. Forsøk med produktivetsvariable bare for perioden 1969-1974 og 1975-1984 gav signifikant negativ koeffisient for

perioden 1975-1983 (motsatt av forventet). Samtidig ble sum av priskoeffisienter aldri større enn 0,7.

Estimering av hele relasjonen over perioden 1976-1984 gav ikke gode resultater idet flere koeffisienter da ble svært uskarpt bestemt.

Lønnseffektene av økte priser ser ut til å gå svært langsomt i sektor 50 og er først uttømt etter 7 kvartaler ved konsumprisøkning og 10 kvartaler ved importprisøkning. Vektfordelingen i den valgte relasjonen er 0,85 på konsumpriser og 0,15 på importpriser. På grunn av store irregulære bevegelser i KNR's importprisindeks er det benyttet en glattet serie for denne importprisen (beregnet ved TROLL-kommandoen Spatq).

Inntektsskatten får en stor koeffisient i tallverdi, sammenlignet med de andre sektorene. Den er omlag halvdelen av koeffisienten til konsumprisene. I likhet med i de øvrige sektorene ble koeffisienten for arbeidsgiveravgiften satt lik -1.

Arbeidsløsheten virker på lønnsveksten med et etterslep på ett kvartal. I den implementerte ligningen gir en reduksjon i arbeidsløshet fra 3 til 2 prosent en økning i årslønnsveksten på 1 3/4 prosent.

Estimeringsresultater sektor 55, (bygg og anlegg)

For denne sektoren er bare konsumprisen nyttet som prisvariabel (det er ingen import). Sum av priskoeffisienter blir 1 over 6 kvartaler. Produktivitet i sektoren inngår ikke (små koeffisienter og t-verdier langt under 1).

Koeffisienten foran arbeidsledighetsvariabelen, som er lagget ett kvartal, blir større enn i de fleste industrisektorene. Både inntektsskatt og arbeidsgiveravgift blir signifikant; inntektsskattens koeffisient ble noe større enn i industrien, mens koeffisienten for arbeidsgiveravgift er satt til -1 av samme grunn som for industrisektorene.

I tillegg til konsumpris ble også pris på sektorens hjemmleveranse (basisverdi) forsøkt som prisvariabel. Pga. mulig simultanitet mellom lønn og hjemmepris ble her metoden med instrumentvariable nyttet. I tillegg til problemer med å skille mellom effekter på lønnsveksten, av henholdsvis hjemmepris på varen og konsumpris, ble heller ikke føyningen bedret merkbart. I likhet med Phillips-relasjonene for tjenesteyting, ble her konsumprisen valgt som prisvariabel.

Tabell 5.1. Estimeringsresultater for totallønnsrelasjoner i industri og i bygg og anlegg.
Standardavvik i parentes

$$\hat{W} = a_0 + a_1 \cdot \hat{PC} + a_2 \cdot \hat{PI} + a_3 \cdot (1 - \hat{TT}) + a_4 \cdot (1 + \hat{TY}) + a_5 \cdot (1/U_{-1})^2 + a_6 \cdot \hat{Z} + \text{sesong} + \text{dummies}$$

Koeffi- sient	Sektor					
	15	25	30	45	50	55
a ₀	-0,005(0,007)	-0,002(0,006)	-0,015(0,008)	-0,008(0,008)	-0,009(0,005)	-0,01 (0,005)
a ₁	0,36 (0,08)	0,37 (0,19) ¹	0,32 (0,13)	0,48 (0,18)	0,10 (0,14)	0,21 (0,21)
-1	0,24 (0,05)		0,16 (0,07)		0,12 (0,07)	0,21 (0,07)
-2	0,12 (0,03)				0,13 (0,03)	0,20 (0,03)
					0,13 (0,03)	0,17 (0,08)
					0,12 (0,06)	0,13 (0,10)
					0,11 (0,06)	0,07 (0,07)
					0,08 (0,06)	
					0,04 (0,04)	
Sum	0,72 (0,16)		0,49 (0,20)		0,83 (0,15)	1,00 (-)
Restriksjon	3-1-Hale		2-1-Hale		8-2-Hale	6-2-Hale
a ₂	0,11 (0,07)	0,12 (0,04) ²	0,07 (0,03) ¹	0,12 (0,04)	0,04 (0,03)	
-1	0,08 (0,05)	0,10 (0,03)	0,08 (0,03)	0,10 (0,04)	0,03 (0,03)	
-2	0,06 (0,03)	0,09 (0,03)	0,07 (0,03)	0,09 (0,03)	0,03 (0,03)	
-3	0,03 (0,02)	0,07 (0,02)	0,07 (0,03)	0,07 (0,03)	0,02 (0,02)	
-4		0,05 (0,02)	0,06 (0,02)	0,06 (0,02)	0,02 (0,02)	
-5		0,05 (0,02)	0,05 (0,02)	0,04 (0,02)	0,01 (0,01)	
-6		0,04 (0,01)	0,04 (0,01)	0,03 (0,01)	0,01 (0,01)	
-7		0,02 (0,01)	0,03 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	
-8			0,02 (0,01)			
-9			0,01 (0,00)			
-11						
-12						
Sum	0,28 (0,16)	0,63 (0,19)	0,51 (0,20)	0,51 (0,18)	0,17 (0,15)	
Restriksjon	4-1-Hale	8-1-Hale	10-1-Hale	8-1-Hale	10-1-Hale	
a ₃	-	0,14 (0,38)	0,20 (0,46)	0,24 (0,29)	0,37 (0,35)	0,42 (0,36)
				0,12 (0,14)		
a ₄	-1	-1	-1	-1	-1	-1
a ₅	0,042(0,016)	0,027(0,015)	0,046 ³ (0,018)	0,038(0,019)	0,027(0,021)	0,042(0,015)
a ₆		0,10 (0,05)	0,07 (0,03)	0,06 (0,05)		
-1		0,09 (0,05)	0,06 (0,03)	0,05 (0,04)		
-2		0,09 (0,04)	0,06 (0,03)	0,05 (0,04)		
-3		0,08 (0,04)	0,05 (0,02)	0,04 (0,03)		
-4		0,07 (0,04)	0,05 (0,02)	0,03 (0,03)		
-5		0,06 (0,03)	0,04 (0,02)	0,02 (0,02)		
-6		0,05 (0,03)	0,03 (0,02)	0,02 (0,01)		
-7		0,04 (0,02)	0,03 (0,01)	0,01 (0,01)		
-8		0,03 (0,02)	0,02 (0,01)			
-9		0,03 (0,01)	0,02 (0,01)			
-10		0,02 (0,01)	0,01 (0,01)			
-11		0,01 (0,01)	0,01 (0,00)			
Sum		0,66 (0,34)	0,48 (0,21)	0,27 (0,23)		
Restriksjon		12-1-Hale	12-1-Hale	8-1-Hale		
CHOWPS	1,04	1,62	1,00	0,64	3,87	0,63
GOFF	0,25	0,88	2,05	0,88	1,70	2,22
R ²	0,63165	0,61779	0,66266	0,6917	0,46193	0,80497
DW	2,18	2,01	2,17	1,78	2,48	2,21
SSR	0,01803	0,01448	0,01991	0,00718	0,01061	0,01369
SER	0,01811	0,01623	0,01920	0,01323	0,01502	0,01578
Estimerings- periode	1969.1 -1985.4	1969.1 -1985.4	1969.1 -1985.4	1969.1 -1982.4	1969.1 -1983.4	1969.1 -1985.4
U ₀	2,9	3,7	1,8	2,2	1,7	2,1

¹ Lagget ett kvartal

² Lagget to kvartaler

³ Lagget fire kvartaler

* Forkastning av nullhypotesen om stabile parametre ved et nivå på 10 prosent

Variabelkoder til tabell 5.1, se relasjon 5.1.

Symbolforklaring:

- \bar{R}^2 Den multiple korrelasjonskoeffisienten korrigert for antall frihetsgrader.
- DW Durbin-Watson observatoren
- SSR Sum av kvadrerte residualer
- SER Standardfeilen i regresjonen
- CHOWPS En F-fordelt observator ved test for parameterstabilitet når estimeringsperioden utvides til også å omfatte perioden til og med 1986.4 (Chow-test). Observatoren har m og $n-k$ frihetsgrader, der m er antall observasjoner vi har utvidet estimeringsperioden med, n er antall observasjoner i den opprinnelige estimeringsperioden og k er antall parametre, se Stewart og Wallis (1981).
- GOFF En F-fordelt observator for test av autokorrelasjon til og med 4. grad ("goodness of fit"), se f.eks. Harvey (1981) og Kiviet (1986). I motsetning til Durbin-Watson-testen er dette en gyldig test for autokorrelasjon i restleddene også når vi tar lagget endogen variabel som høyresidevariabel i ligningen. Observatoren er F-fordelt med p og $n-k-p$ frihetsgrader under nullhypotesen om at ikke er autokorrelasjon. n er antall observasjoner, k er antall høyresidevariable og p er høyeste grad av autokorrelasjon vi tester mot.

Verken Durbin-Watson- eller GOFF-testen tyder på autokorrelasjon i restleddene i noen av lønnslikningene i tabell 5.2. Chow-testen for parameterstabilitet gir imidlertid forkastning av nullhypotesen om stabile parametre for sektor 50 - produksjon av skip og oljeplattformer. Her har vi imidlertid i utgangspunktet utelukket 1985 fra estimeringsperioden fordi data virker urimelige. Det er derfor ikke overraskende at Chow-testen gir for-

kastning her. Mer overraskende er det kanskje at testen ikke gir forkastning for sektor 45 - verkstedindustri, fordi vi har utelukket årene 1983-1985 av samme grunn.

Ligningene inneholder også en del dummyvariable. Disse er oppsummert i tabell 5.2.

Tabell 5.2. Sesong-dummies i totalrelasjonene for industrien i tabell 1. Standardavvik i parentes

$$b_1 \cdot (1+c_1 \cdot DKVBRUDD) \cdot (DKV1-DKV4) + b_2 \cdot (1+c_2 \cdot BRUDD) \cdot (DKV2-DKV4) + b_3 \cdot (1+c_3 \cdot BRUDD) \cdot (DKV3-DKV4) + d_1 \cdot DWSTOPP + d_2 \cdot TOTUT + f \cdot HOVOPPGJ$$

Koeffi- sient	Sektor					
	15	25	30	45	50	55
b ₁	-0,003(0,006)	-0,019(0,005)	-0,003(0,006)	-0,014(0,005)	-0,005(0,004)	-0,025(0,005)
b ₂	0,007(0,006)	0,018(0,005)	0,018(0,007)	0,013(0,006)	0,012(0,004)	0,011(0,006)
b ₃	-0,013(0,006)	-0,003(0,005)	-0,022(0,006)	-0,000(0,000)	-0,004(0,004)	-0,007(0,003)
c ₁	-0,021(0,008)	-0,005(0,007)	-0,021(0,008)	-0,011(0,006)		-0,027(0,007)
c ₂	0,027(0,008)	0,017(0,007)	0,014(0,008)	0,008(0,007)		0,023(0,007)
c ₃	0,016(0,008)	-0,004(0,007)	0,002(0,008)	-0,004(0,006)		-0,010(0,007)
d ₁	-0,013(0,008)	-0,010(0,008)	-0,017(0,009)	-0,021(0,007)		-0,005(0,008)
d ₂	0,006(0,006)	0,004(0,005)	0,006(0,006)	0,003(0,005)		0,001(0,006)
e ¹	-0,068(0,011)				0,018(0,004)	
f	0,011(0,009)	-	0,018(0,01)	0,015(0,008)	0,021(0,008)	0,021(0,008)

¹ For sektor 15: Dummyvariabel med verdi 1 i 1980. 3 og -1 i 1980.4
For sektor 50: Dummyvariabel med verdi 1 før 1976.1, 0 deretter

Variabelkoder til tabell 5.2.

- DKVi Dummyvariabel med verdi 1 i kvartal i, 0 ellers
- DKVBRUDD Dummyvariabel med verdi 1 før 1978.1
- DWSTOPP Dummyvariabel med verdi 1 i kvartaler med lønns- og prisstopp (1978.4-1979.4)
- TOTUT Dummyvariabel for (mulig) gjeninnhenting etter utløpet av lønns- og prisstopperioden i 1978 og 1979. Verdi 1 i 1980.1, 3 i 1980.2, 1 i 1980.3 og 0,3 i 1980-4.
- HOVOPPGJ Dummyvariabel med verdi 1 i kvartaler med hovedoppgjør (1. års forhandlinger) mellom LO og NAF. 0 ellers.

Det er også med en dummy-variabel for hovedoppgjør, siden lønnsveksten gjennomgående er større i år med hovedoppgjør enn i år med forhandlinger for 2. avtaleår i tariffperioden (mellomoppgjør - før 1975 - indeks-tillegg). Dummyvariabelen blir signifikant positiv i alle sektorene unntatt 25 - trevarer, grafisk industri m.v. Koeffisientestimatene indikerer en

merlønsvekst i tariffkvartalet i år med hovedoppgjør på 1 - 1 1/2 prosent. De øvrige koeffisientestimaterne endres svært lite av å introdusere denne dummyvariabelen.

Sesong-dummies gir som resultat at lønnsveksten er høyest i 2. kvartal i alle industrisektorene, noe som ikke er urimelig siden de fleste tariff tilleggene i estimeringsperioden har trådt i kraft fra 2. kvartal.

De to lønnsstopp-dummiene (innføring og utfasing) får "rett" fortegn for de fleste sektorene, men størrelsen på koeffisientene varierer en del mellom sektorene. En del av effekten av lønns- og prisstoppen på lønnsveksten skyldes at konsumprisveksten da ble lavere enn den ellers ville ha blitt. Men koeffisientene i tabell 5.2 indikerer en ytterligere effekt på lønnsveksten. I gjennomsnitt kan nedgangen i lønnsvekst pr. kvartal i den perioden lønns- og prisstoppen varte, grovt anslås til omlag 1 1/2 prosent for industrien sett under ett, dvs. ca. 6 prosent på årsbasis. Dummyvariabelen for gjeninnhenting etter utløpet av reguleringsperioden får langt mindre koeffisienter i tallverdi - anslagsvis 1/2 - 3/4 prosent pr. kvartal i de 4 første kvartaler etter at reguleringene ble opphevet.

En direkte tolkning av dette er at siden gjeninnhenting etter lønns- og prisstoppen var mindre enn nedgangen i lønnsvekst i denne perioden, må pris- og lønnsstoppen ha hatt en varig effekt på lønnsnivået på 3-4 prosent. Som analyse av effektene av lønns- og prisstoppen er dette imidlertid bare én av flere tilnærminger og vel den aller enkleste man kan tenke seg.

For sektor 50 ble tallverdien av koeffisienten for utfasingsdummiene større enn for lønnsstopp-dummiene (t-verdien og koeffisienten var svært lave for lønnsstopp-dummiene). Dette må tolkes som at gjeninnhenting etter utløpet av reguleringen var sterkere enn den nedgangen i lønnsvekst reguleringen medførte, noe som virker lite rimelig. Begge dummiene ble derfor tatt ut.

Et problem er at verdien på gjeninnhentingsdummiene er fastlagt i stor grad på skjønn. Den tar bare vare på gjeninnhenting som måtte ha skjedd i løpet av 1980 (særlig i 2. kvartal). Eventuell økt lønnsvekst pga. gjeninnhenting etter 1980 fanges således ikke opp av denne variabelen. På den andre siden er det rimelig å tro at det meste av en gjeninnhenting ville komme i løpet av det første året etter utløpet av lønns- og prisstoppen.

En mer grunnleggende innvending mot denne behandlingen av lønns- og

prisstoppen er at det kan reises tvil om lønns- og prisstoppen virket som en ren konstantleddsjustering i lønnsrelasjonen eller om f.eks. elastisitetene mhp. én eller flere av høyresidevariablene ble endret. Siden en slik analyse ikke var det primære mål med dette arbeidet har vi imidlertid ikke forfulgt dette problemet videre. Men som en "første-runde-konklusjon" bør vi i det minste være åpne for at lønns- og prisstoppen kan ha hatt en varig effekt på lønnsnivået.

5.2 Lønnsglidning og tariff tillegg

Lønnsveksten i hver sektor kan deles opp i 2 komponenter - tariff tillegg gitt ved sentrale forhandlinger mellom hovedorganisasjonene i arbeidslivet og lønnsglidning - lønnstillegg etter lokale forhandlinger på hver enkelt bedrift. Det er bare i industrien og i bygge- og anleggssektoren at datasituasjonen muliggjør utnyttelse av dette skillet for estimeringsformål.

I denne omgang har vi bare estimert relasjoner for lønnsglidning. Relasjonene ligner på totallønnsrelasjonene, men med lønnsglidning (total lønnsvekst fratrukket generelt tariff tillegg (i prosent)) som venstresidevariabel.

Lønnsglidning, sektor 15 (nærings-, nytelsesmiddel- og bekledningsindustri)

Føyningen, målt ved SSR eller SER ble betydelig bedre i lønnsglidningsrelasjonen sammenlignet med totallønnsrelasjonen.

Alle elastisitetene er mindre i lønnsglidningsrelasjonen enn i totallønnsrelasjonen, men forskjellen er svært liten for importprisene. Importprisenes vekt relativt til konsumprisene er dermed større i lønnsglidningen enn i seksjonen for samlet lønnsvekst.

Effekten av endringer i arbeidsløsheten på lønnsglidningen ser ut til å være svært liten. T-verdien ble mindre enn 0,5 og koeffisienten ble svært lav. Variabelen ble derfor tatt ut.

Tariff tillegg (i tidligere kvartaler) ble også prøvet som forklaringsvariabel, men ble ikke signifikant. En slik "gjeninnhenting" der

lønnsglidningen delvis kompenseres "uvanlige" utslag i tariff tilleggene, var det dermed ikke mulig å finne for sektor 15.

Lønnsglidning, sektor 25 (trevare-, grafisk og mineralbearbeidende industri)

Føyningen ble klart bedre i lønnsglidningsrelasjonen enn i total-lønnsrelasjonen også for sektor 25. Sum av priselastisiteter i lønnsglidningsrelasjonen er 1/2 med like stor vekt på konsum- og importpriser. Produktivitetseffekten er også klart lavere enn i total-lønnsrelasjonen. Arbeidsgiveravgiften ser ut til å påvirke lønnsglidningen, mens inntektskattene ikke er med i lønnsglidningsrelasjonen. Verken tariff tillegg eller arbeidsløshetsvariablene blir signifikante.

Lønnsglidning i sektor 30 (råvareindustri)

Den relative betydningen av konsum- og importprisene for lønnsveksten i denne sektoren ser ut til å være om lag den samme i glidningen som i relasjonen for samlet lønnsvekst. Størrelsen på begge koeffisientene er imidlertid mindre. Det ser også ut til at tidsforsinkelsene i effekten av endringer i priser og produktivitet er noe kortere i lønnsglidningen. Arbeidsløsheten har i sektor 30, i motsetning til i de fleste andre industrisektorene, også en effekt på lønnsglidningen.

Størrelsen på tariff tilleggene har en positiv effekt på lønnsglidningen slik at lønnsglidningen blir større jo større tariff tillegg er. Men t-verdien er om lag 1. Ut fra teoretiske betraktninger skulle vi kunne få både positivt og negativt fortegn på koeffisienten; med en t-verdi bare på 1 vil i dette tilfellet ta tariff tillegg ut.

Lønnsglidning i sektor 45 (verkstedindustri)

Også for lønnsglidningen i sektor 45 - verkstedindustri - ble estimeringsperioden satt til 1969.1-1982.4. Her ble konsumpriser og import-

priser begge signifikante, konsumprisene med størst koeffisient. Arbeidsløsheten fikk svært liten koeffisient og lav t-verdi og ble tatt ut. Tarifftillegget er ikke tatt med i den valgte relasjonen til tross for en positiv koeffisient og en t-verdi nær 1 (se omtalen av glidning for sektor 30). Føyningen, målt med f.eks. det residuale standardavviket, er klart bedre i glidningsrelasjonen sammenlignet med totallønsrelasjonen.

Lønnsglidning i sektor 50 (bygging av skip og oljeplattformer)

Føyningen i lønnsglidningsrelasjonen for sektor 50 er bare svakt bedre enn for totallønsrelasjonen. Bare konsumpriser og arbeidsløshet kan sies å påvirke lønnsglidningen. I motsetning til i de fleste andre industriktorene ser arbeidsløsheten ut til å ha betydning for glidningen. Tarifftilleggene ble ikke signifikante.

Lønnsglidning sektor 55 (bygg og anlegg)

Glidningen i sektoren påvirkes bare av arbeidsløsheten og konsumprisene. Lønnsstoppen i 1978/79 blir tydeligvis tatt vare på av konsumprisvariabelen; dummiene blir ikke signifikante. Heller ikke i denne sektoren er det noen effekt av tarifftilleggene på lønnsglidningen. Føyningen blir noe bedre enn i totallønsrelasjonen.

Tabell 5.3. Estimeringsresultater for lønnsglidningsrelasjoner i industrisektorene. Standardavvik i parentes

$$\hat{W} - \hat{WT} = b_0 + b_1 \cdot \hat{PC} + b_2 \cdot \hat{PI} + b_4 \cdot (1 + \hat{TY}) + b_5 \cdot (1/U_{-1})^2 + b_6 \cdot \hat{Z} + \text{sesong} + \text{dummies}$$

Koeffi- sient	Sektor					
	15	25	30	45	50	55
b ₀	0,004 (0,005)	0,008 (0,006)	-0,005 (0,009)	0,012 (0,004)	0,007 (0,007)	0,01 (0,006)
b ₁	0,52 (0,20) ¹	0,24 (0,17) ¹	0,23 (0,22) ²	0,10 (0,07)	0,26 (0,18) ²	0,21 (0,21)
-1				0,08 (0,06)		0,22 (0,12)
-2				0,05 (0,04)		0,15 (0,14)
-3				0,03 (0,02)		
Sum Restriksjon				0,26 (0,19) 4-1-Hale		0,58 (0,28) 3-2-Hale
b ₂	0,12 (0,07)	0,25 (0,06)	0,08 (0,03) ¹	0,06 (0,05)	0,11 (0,05) ⁴	
-1	0,08 (0,05)		0,07 (0,02)	0,04 (0,04)		
-2	0,04 (0,02)		0,06 (0,02)	0,03 (0,02)		
-3			0,05 (0,02)	0,01 (0,01)		
-4			0,04 (0,01)			
-5			0,03 (0,01)			
-6			0,02 (0,01)			
-7			0,01 (0,00)			
Sum Restriksjon	0,30 (0,12) 3-1-Hale		0,37 (0,13) 8-1-Hale	0,14 (0,11) 4-1-Hale		
b ₄	-0,66 (0,45)	-0,54 (0,52)	-0,70 (0,68)	-	-	-
b ₅			0,027 (0,016)		0,018 (0,013)	0,023 (0,013)
b ₆		0,07 (0,05)	0,05 (0,03)			
-1		0,06 (0,05)	0,05 (0,03)			
-2		0,05 (0,04)	0,04 (0,02)			
-3		0,04 (0,03)	0,03 (0,02)			
-4		0,04 (0,03)	0,03 (0,01)			
-5		0,03 (0,02)	0,02 (0,01)			
-6		0,02 (0,01)	0,01 (0,01)			
-7		0,01 (0,01)	0,01 (0,00)			
Sum Restriksjon		0,32 (0,23) 8-1-Hale	0,24 (0,12) 8-1-Hale			
CHOWPS	1,96	0,63	1,71	1,79	1,00	1,79
GOFF	0,82	0,89	2,15	0,43	0,44	5,49
R ²	0,51188	0,56474	0,56060	0,56461	0,16288	0,75469
DW	2,23	2,26	2,35	1,97	2,25	2,56
SSR	0,01173	0,00960	0,01280	0,00305	0,00773	0,01226
SER	0,0146	0,01265	0,01540	0,00823	0,01256	0,01454
Estimerings- periode	1969.1 -1985.4	1969.1- -1985.4	1969.1- -1985.4	1969.1- -1982.4	1969.1- -1983,4.	1969.1- -1985.4

1 Lagget 1 kvartal

2 Lagget 3 kvartaler

3 Lagget 4 kvartaler

4 1/4 av vekst over 4 kvartaler, lagget ett kvartal

* Forkastning av nullhypotesen om parameterstabilitet ved 5% nivå

Tabell 5.4. Dummyvariable i lønnsglidningsrelasjoner. Standardavvik i parentes

$$b_1 \cdot (1+c_1 \cdot \text{BRUDD}) \cdot (D1-D4) + b_2 \cdot (1+c_2 \cdot \text{BRUDD}) \cdot (D2-D4) + b_3 \cdot (1+c_3 \cdot \text{BRUDD}) \cdot (D3-D4) \\ + d_1 \cdot \text{DWSTOPP} + d_2 \cdot \text{DWSTOPPUT}$$

Koeffi- sient	Sektor					
	15	25	30	45	50	55
b ₁	0,003(0,005)	-0,017(0,003)	-0,001(0,006)	-0,007(0,003)	-0,005(0,005)	-0,022(0,005)
b ₂	0,0 (0,005)	0,014(0,003)	0,020(0,005)	0,009(0,004)	0,012(0,004)	0,010(0,004)
b ₃	-0,009(0,005)	-0,001(0,004)	-0,024(0,005)	-0,001(0,004)	-0,001(0,005)	-0,007(0,005)
c ₁	-0,014(0,006)		-0,029(0,006)	-0,009(0,004)	0,001(0,006)	-0,024(0,005)
c ₂	0,011(0,006)		-0,004(0,008)	-0,003(0,004)	-0,016(0,006)	0,012(0,006)
c ₃	0,014(0,006)		0,011(0,007)	-0,001(0,004)	0,004(0,006)	-0,006(0,006)
d ₁	-0,007(0,007)		-0,017(0,007)	-0,011(0,004)	-0,005(0,006)	
d ₂	0,009(0,011)		0,013(0,012)	0,011(0,006)		
e ₁	-0,070(0,011)					

¹ Se fotnote til tabell 5.2.

Føyningen ble tildels betydelig bedre i lønnsglidningsrelasjonene enn i relasjonene for total lønnsvekst. En mulig forklaring kan være at den teoretiske modellen til (PSW), som forutsetter frikonkurransen, er bedre egnet til å beskrive lønnsglidningen enn samlet lønnsvekst, der tariffoppgjørende mellom to store organisasjoner sentralt. De sentrale tariffoppgjørende er mer preget av spill mellom partene, eventuelt også med staten. Det gjør trolig utfallet av slike forhandlinger vanskeligere å forutsi enn lønnsdannelse på bedriftsnivå hvor markedsforholdene ofte antas å ha større betydning.

Et fellestrekk ved alle lønnsglidningsrelasjonene er at en vesentlig del av lønnsglidningen kan "forklares" ved konstantleddet og at det er få variable som påvirker lønnsglidningen (alt overveiende konsum- og importpriser) og at koeffisientene må sies å være små. Dette betyr at lønnsglidningen endres relativt lite ved endringer i forklaringsvariablene. Selv om konstantleddet er upresist bestemt, er det likevel beholdt. Simuleringsregnskapene til lønnsglidningsrelasjonene ble betraktelig dårligere hvis konstantleddet apriori ble satt lik null. F.eks. vil lønnsglidningen i sektor 15 iflg. ligningen være 2,2 prosent hvert år selv uten at noen priser endres. Ut fra en a priori oppfatning virker et slikt resultat ikke særlig rimelig. Vi bør derfor være litt forsiktige med å ta relasjonene alvorlig ved svært lav inflasjon. Men innenfor betydelige variasjonsområder for inflasjonen skulle disse relasjonene være autonome. Prisstigningen har da også variert betydelig innenfor estimeringsperioden.

Konklusjonen at lønnsglidningen er en variabel som bare endres

"lite" av endringer i priser, arbeidsløshet osv., bør derfor stå relativt sterkt.

Det at arbeidsløsheten ser ut til å bety forholdsvis lite for lønnsglidningen, men har betydelig virkning på tariff tilleggene, kan ses i lys av teori om "insiders" og outsiders". De lokale fagforeningene som forhandler på bedriftsnivå ser bare på sin egen bedrifts lønnsevne ved forhandlingene, mens den sentrale fagorganisasjonen (LO), også tar hensyn til interessene til de arbeidsløse. Det kan bidra til å forklare hvorfor LO sentralt viser lønnsmoderasjon ved økt ledighet, mens lønnsglidningen bare påvirkes i beskjeden grad.

Forholdet mellom lønnsglidning og tariff tillegg.

De estimerte lønnsglidningsrelasjonene tyder ikke på at det er sterke sammenhenger mellom størrelsen på tariff tillegg og lønns-glidningen.

Tariff tilleggene var gjennomgående større på 1970-tallet enn etter pris- og lønnsstoppen i 1978/1979, også om en ser bort fra årene 1974-1976, hvor både lønnsvekst og tariff tillegg var eksepsjonelt høye (jf. figur 4.1). Også målt som andel av samlet lønnsvekst fra året før har tariff tilleggene vært mindre på 1980-tallet enn før 1978, slik at lønnsglidningen står for en økt andel av total lønnsvekst.

En slik ulik utvikling i forholdet mellom glidning og tariff tillegg kan komme av flere ting. Glidning og tariff tillegg kan ha blitt bestemt av ulike variable, eller av samme variable, men i ulik grad. En spesiell utvikling i en eller flere av disse kan ha ført til at det relative forholdet mellom glidning og tariff tillegg har blitt endret. I de estimerte relasjonene er det av høyresidevariablene bare inntektsskattene og med ett unntak arbeidsløsheten som påvirker samlet lønnsvekst, men ikke lønnsglidningen. Langtids-priselastisitetene er i lønnsglidningsligningene om lag halvparten av de tilsvarende i ligningene for total lønn. Samtidig har importprisene gjennomgående større vekt i lønnsglidningsrelasjonen enn i total lønnsrelasjonene.

Den økte andelen lønnsglidningen utgjør av samlet lønnsvekst på 1980-tallet sammenlignet med tiåret før, kan, ut fra de refererte estimeringsresultatene for en stor del tilskrives økningen i arbeidsløsheten. Arbeidsløsheten påvirker samlet lønnsvekst i alle sektorer, og bare i be-

skjeden grad lønnsglidningen. Estimeringsresultatene er et uttrykk for at tariff tilleggene har blitt betydelig redusert på 1980-tallet, hvor ledigheten tildels har ligget betydelig høyere enn på 1970-tallet. Samtidig har lønnsglidningen endret seg betydelig mindre. Denne økonometriske analysen kan ikke sies å gi noen god forklaring på hvorfor forholdet mellom glidning og tariff tillegg er endret. En vurdering av dette vil trolig måtte ta et organisasjonsteoretisk utgangspunkt. En tentativ forklaring er at LO sentralt har sett behovet for lavere lønnsvekst, særlig i perioden med høy arbeidsledighet på begynnelsen av 1980-tallet. Men siden man ikke har klart å redusere lønnsglidningen på den enkelte bedrift, har nedgangen i lønnsveksten måttet komme via tariff tilleggene. Resultatet ble dermed at tariff tilleggenes andel av samlet lønnsvekst avtok.

5.3. Simulering av enkeltreelasjonene

Som en del av arbeidet med å finne fram til lønnsrelasjoner som kan implementeres i KVARTS er det også utført dynamisk simulering av alle relasjonene. Med dynamisk simulering menes at modellberegnet verdi settes inn når høyresidevariabelen inngår med sin verdi i tidligere perioder. En simuleringsfeil vil således kunne kumulere seg over tid og i verste fall føre til at relasjonen går "av sporet". For lønnsrelasjoner, som er estimert på formen $(w-w_{-1})/w_{-1}=\dots$, vil dette kunne ha stor betydning. En rimelig (og ikke særlig streng) betingelse for å implementere ligningen i KVARTS er at den ikke "går av sporet" når vi simulerer over den perioden parametrene er estimert på. En test (uformell) på relasjonenes prediksjonsegenskaper får vi ved å forlenge simuleringsperioden utover estimeringsperioden. I de rapporterte simuleringsresultatene er det simulert fram til 1986.4.

Alle ligningene, både totalløns- og glidningsrelasjonene, må sies å holde seg "på sporet" i estimeringsperioden. For enkelte av sektorene er det tegn til undervurdering av lønnsnivået i siste halvpart av 1970-tallet. Dette gjelder særlig sektorene 30 og 45. Videre overvurderer alle relasjonene lønnsnivået gjennom deler av 1981 og 1982. Her har det observerte lønnsnivået i databanken en flat eller har en tildels negativ utvikling, mens relasjonene predikerer vekst. I tabell 5.3.1 er føyningsobservatoren RRMSE (se forklaring i tabellen) oppgitt for estimeringsperioden både for totallønsrelasjonene og glidningsrelasjonene.

Tabell 5.3.1. Relative root mean square error (RRMSE) i prosent for dynamisk simulering for glidningsrelasjoner og totallønnsrelasjoner^{1 2}

Sektor									
15		25		30		45		50	
T	G	T	G	T	G	T	G	T	G
3,6	2,3	2,4	2,4	2,7	2,5	2,9	1,9	1,7	2,0

¹ La y_t og \hat{y}_t være hhv. faktisk og modellberegnet verdi i ligningen og T antall observasjoner. RMSE (root mean square error) er definert som:

$(1/T) \cdot \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - y_t)^2$ ^{0,5}. RRMSE (relative RMSE) blir følgelig $RMSE/\bar{y}$, hvor \bar{y} er y 's gjennomsnittsverdi i estimeringsperioden.

² T - totallønnsrelasjon

G - glidningsrelasjon

Føyningen i lønnsglidningsrelasjonene ved dynamisk simulering (målt ved RRMSE) er i de fleste, men ikke alle, sektorene bedre enn i totallønnsrelasjonene. Dette kan synes rart, idet vi ville forvente bedre føyning i lønnsglidningsrelasjonene når vi tar hensyn til tilleggsinformasjonen (tariffillettet) vi nå har fått. Vi må imidlertid huske på at det er langt færre høyresidevariable i glidningsrelasjonene, og RRMSE korrigerer ikke for antall høyresidevariable. For sektorer hvor konsumprisene har relativt stor vekt har totallønnsrelasjonen store problemer med å klare lønnseksplosjonen i 1974-1975 - som for en stor del var forårsaket av et betydelig hopp i importprisene. I glidningsrelasjonene, hvor de faktiske tariffillettene er satt inn, treffes lønnsveksten klart bedre i disse årene.

Pga. dataproblemer ble slutten av estimeringsperioden satt til 1982.4 for sektor 45 - verkstedindustri og til 1983.4 for sektor 50 - bygging av skip og oljeplattformer. Totallønnsrelasjonen for sektor 45 undervurderer lønnsveksten i 1983-1984 mye pga. den svake importprisveksten. Fra 2. halvår 1985 ser imidlertid relasjonen ut til å treffe rimelig bra på lønnsveksten selv om den fortsatt bommer stygt på lønnsnivået. I glidningsrelasjonen, hvor importprisene har en langsiktskoeffisient på bare 0,1, er ikke utslagene slående.

Relasjonen for samlet lønnsvekst i sektor 50 holder seg "på sporet" i 1984, men undervurderer veksten i 1985 når vi sammenlignet simulert lønn med lønnsatsen iflg. NAF's lønnsstatistikk, jf. kapittel 4.

Ett fellestrekk som går igjen i alle lønnsrelasjonene, både for lønnsglidning og samlet lønnsvekst er at alle ligningene undervurderer lønnsveksten fra 1985 til 1986. Av figurene for vekstrater ser vi at dette især gjelder lønnsveksten i 3. og 4. kvartal i 1986. De fleste relasjonene predikerer riktignok økt lønnsvekst mot slutten av året, men betydelig mindre enn den faktiske. Dette må ses i lys av devalueringen. Det er nærliggende å tro at det er en økning i forventet prisstigning på grunn av devalueringen som har vært motiverende for den tiltakende lønnsveksten i 2. halvår 1986, og at denne har steget langt raskere enn det som lå implisitt i de estimerte lagfordelingene over prisene. Dette kan ikke tolkes på annen måte enn at relasjonene gir et relativt dårlig uttrykk for hvor raskt endringer i prisforventningene ved en devaluering fører til økt lønnsvekst. Dette er forsåvidt i overensstemmelse med "Lucas-kritikken" av tradisjonell modellbygging, se Lucas (1976). I en periode hvor importprisene (og konsumprisene) øker som følge av prisstigning i utlandet, og dermed endres forholdsvis langsomt, behøver imidlertid ikke de estimerte lagfordelingene være så dårlige. I dette tilfellet kan det være mer rimelig å anta at prisforventningene er tilbakeskuende. I tilfellet med en devaluering kan man i større grad anta at aktørene kan regne ut hvilken inflasjon devalueringen vil føre til, og følgelig vil en antakelse om bakoverskuende forventningsdannelse være mindre rimelig.

Simuleringsresultatene illustrerer til en viss grad problemet med å ha disaggregerte lønnsrelasjoner der høyresidevariablene i de ulike sektorenes relasjoner til dels kan ha svært forskjellig utvikling, samtidig som venstresidevariablene, lønnsveksten har et mer parallelt forløp.

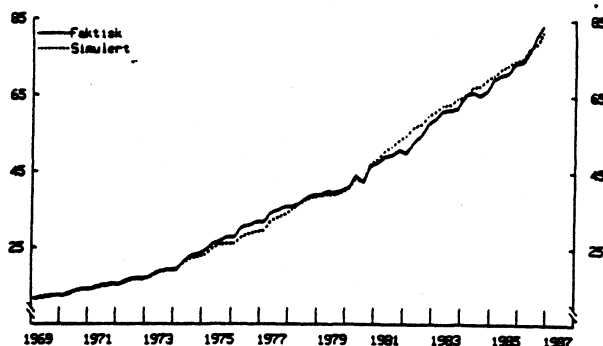
F.eks. er både importpris- og produktivitetsutviklingen for (vare og) sektor 30 til dels betydelig forskjellig fra de andre sektorene. Det at importprisene har falt i 1985-1986 samtidig som produktivitetsveksten har stanset helt opp, har ført til at både totallønns- og glidningsrelasjonen for denne sektoren undervurderer lønnsveksten svært mye i 1986. Særlig er effekten sterk i lønnsglidningsrelasjonen som bare predikerer 3,2 prosent lønnsvekst mens den faktisk ble 9,3. For prognoseformål burde vi derfor vurdere å bruke en relasjon der verken importpris eller produktivitet spiller noen betydelig rolle. Dette gir imidlertid dårligere resultater vurdert ut fra vanlige føyningsmål i estimeringsperioden og passer også

dårligere ut fra tanken om at dette er en konkurranseutsatt sektor hvor importprisene har stor betydning for lønnsutviklingen. For å få langsikts prishomogenitet av grad 1 måtte både import- og konsumpriser med når vi samtidig skulle fjerne produktiviteten fra ligningen.

I vurderingen av post-sampel egenskapene til relasjonene må vi også ta med at data for årene 1984-1986 er foreløpige og data kan bli en del revidert.

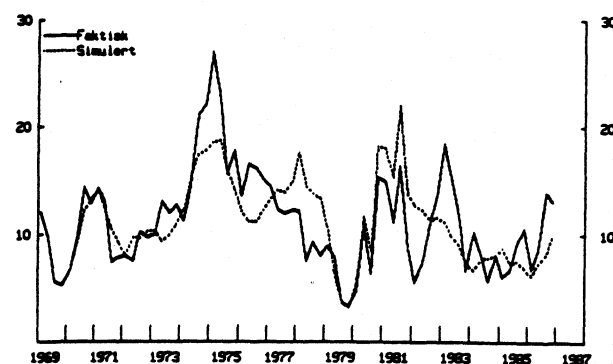
Figur 5.1

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 15
Relasjon for samlet lønnsvekst



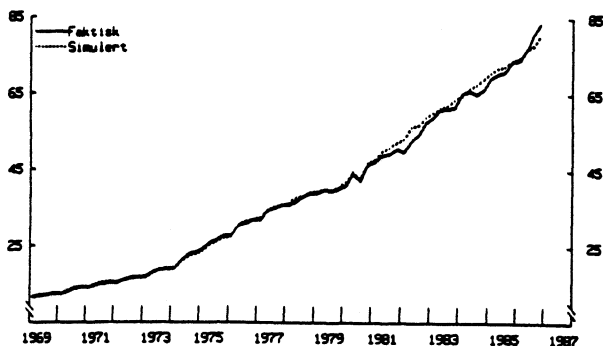
Figur 5.2

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 15
Relasjon for samlet lønnsvekst



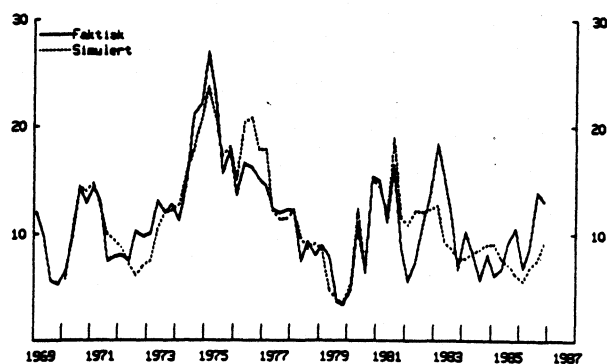
Figur 5.3

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 15
Relasjon for lønnglidning



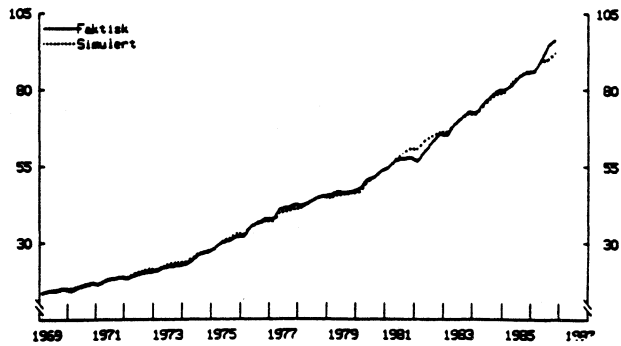
Figur 5.4

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 15
Relasjon for lønnglidning



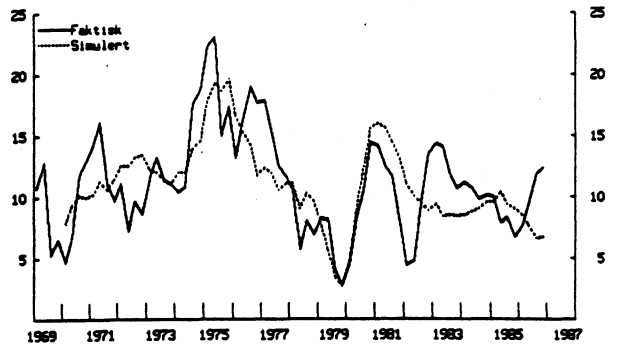
Figur 5.5

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 25
Relasjon for samlet lønnsvekst



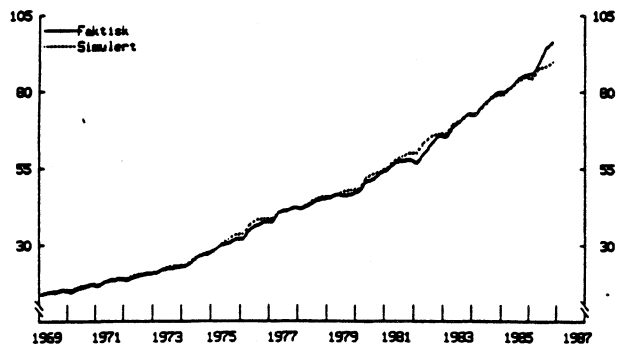
Figur 5.6

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 25
Relasjon for samlet lønnsvekst



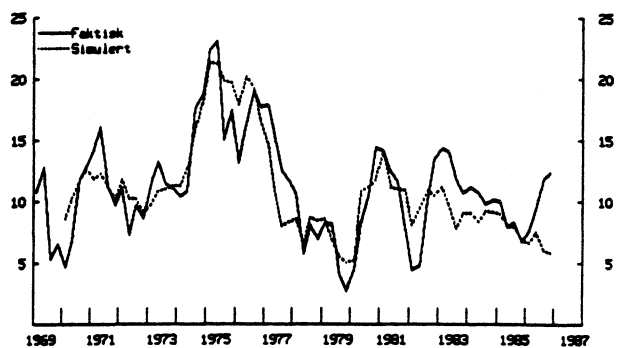
Figur 5.7

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 25
Relasjon for lønnglidning



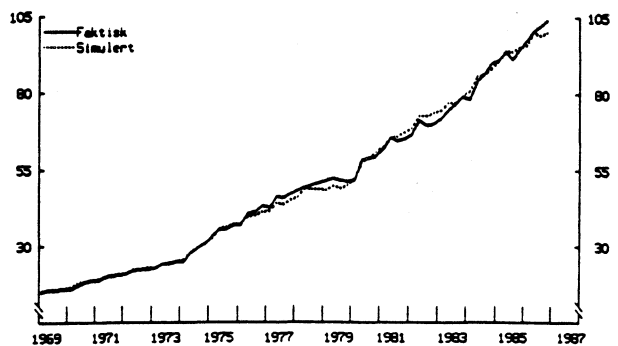
Figur 5.8

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 25
Relasjon for lønnglidning



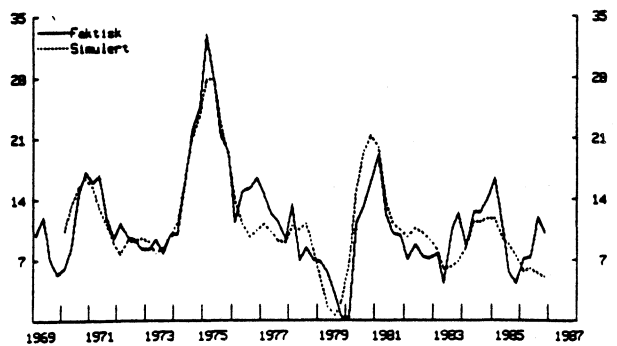
Figur 5.9

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 30
Relasjon for samlet lønnsvekst



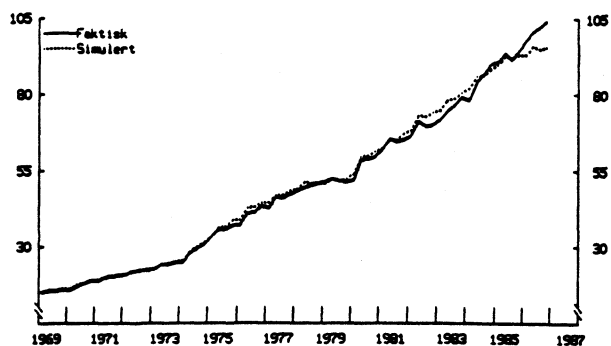
Figur 5.10

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 30
Relasjon for samlet lønnsvekst



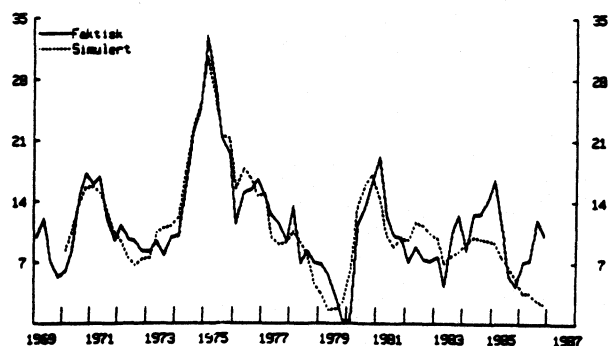
Figur 5.11

FAKTIK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 30
Relasjon for lønnglidning



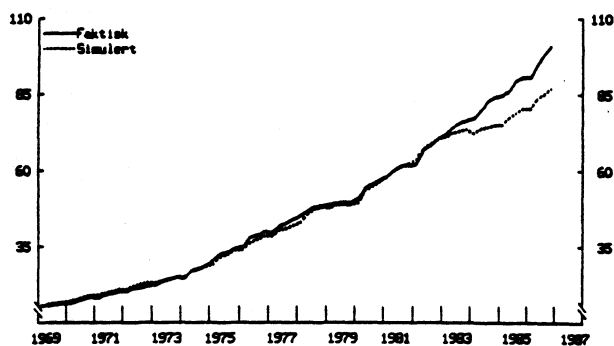
Figur 5.12

FAKTIK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 30
Relasjon for lønnglidning

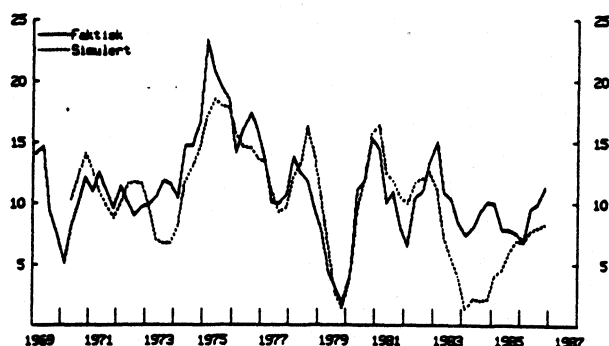


Figur 5.13

FAKTIK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 45
Relasjon for samlet lønnevekst

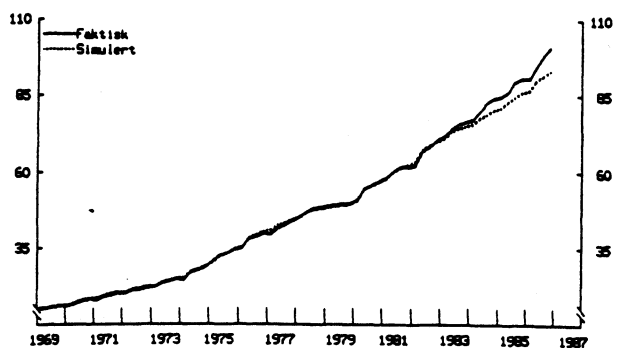


FAKTIK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 45
Relasjon for samlet lønnevekst



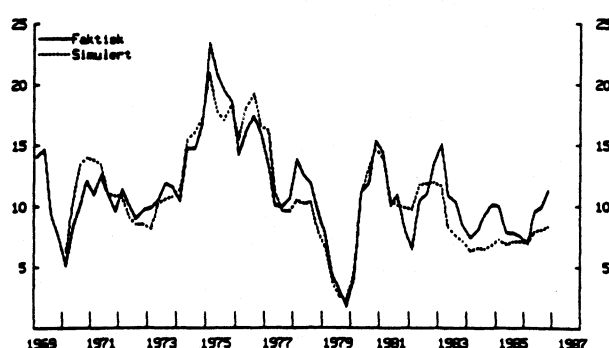
Figur 5.15

FAKTIK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 45
Relasjon for lønnglidning



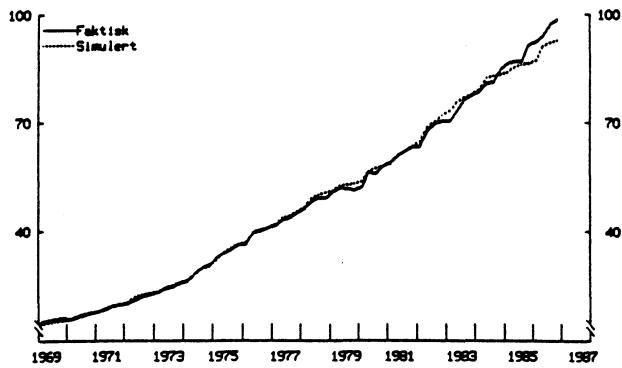
Figur 5.16

FAKTIK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 45
Relasjon for lønnglidning



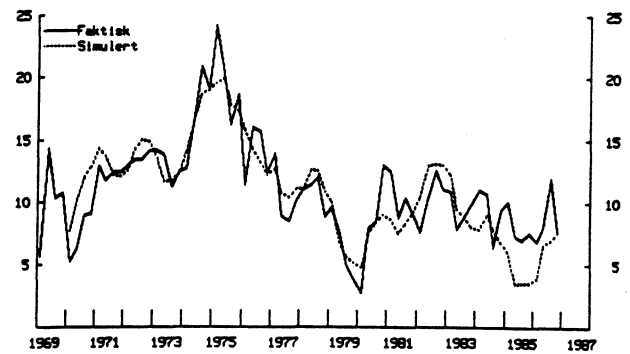
Figur 5.17

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 50
Relasjon for samlet lønnsvekst



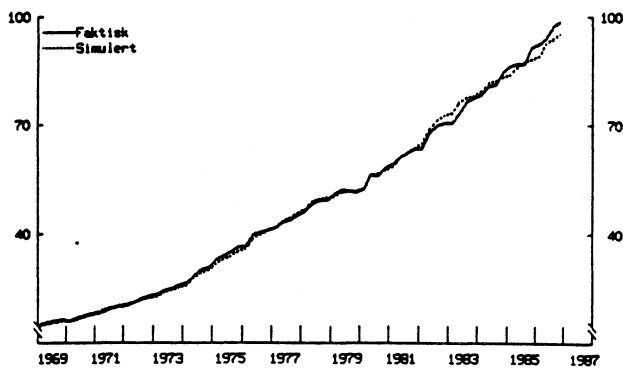
Figur 5.18

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 50
Relasjon for samlet lønnsvekst



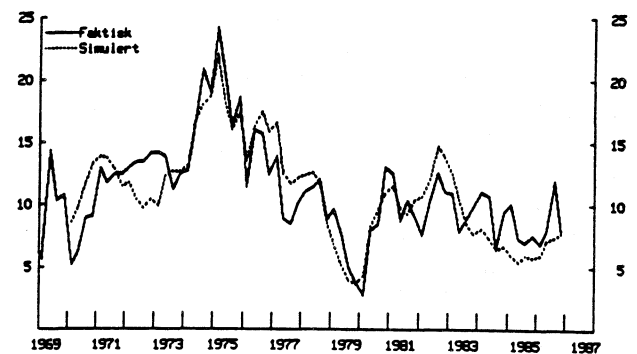
Figur 5.19

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 50
Relasjon for lønnglidning



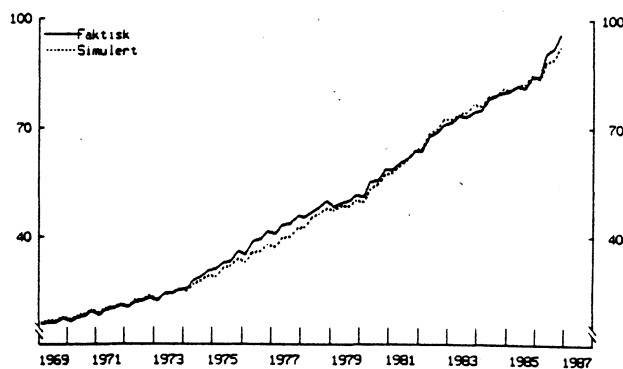
Figur 5.20

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 50
Relasjon for lønnglidning



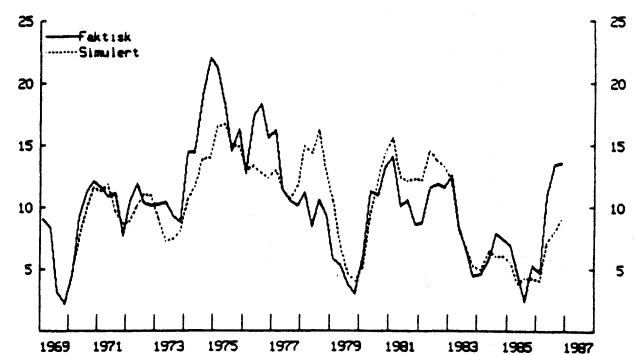
Figur 5.21

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 55
Relasjon for samlet lønnsvekst



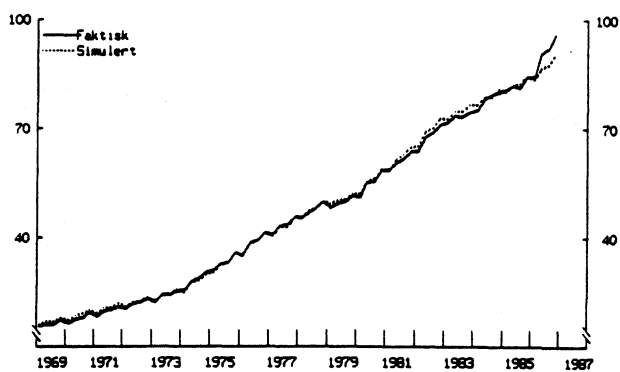
Figur 5.22

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 55
Relasjon for samlet lønnsvekst



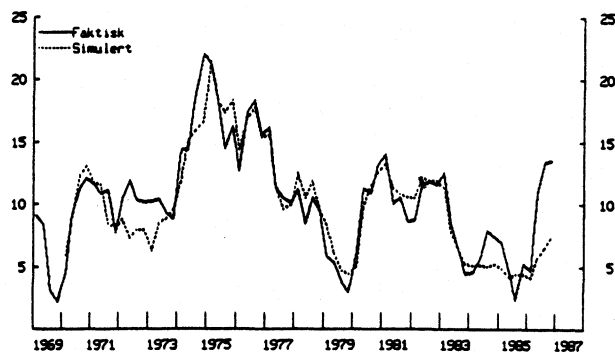
Figur 5.23

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 55
Relasjon for lønnsglidning



Figur 5.24

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 55
Relasjon for lønnsglidning



6. LØNNSVEKST I TJENESTEYTING

Ifølge den skandinaviske inflasjonsmodellen leder de konkurranseutsatte næringer (hovedsakelig industri) an i lønnsfastsettelsen. Skjermet sektor (hovedsakelig tjenesteyting) antas å opptre som lønnsfølgere. Det er imidlertid mulig med andre modellutforminger. I dette arbeidet er to ulike modellvarianter forsøkt.

1. En autonom lønnsrelasjon for hver sektor (Phillipskurve) av samme type som for industrisektorene.
2. Lønnsfølgerligning der lønna den aktuelle sektoren følger gjennomsnittet av industrilønningene.

Først i dette kapitlet framlegges estimeringsresultater for autonome lønnsrelasjoner av Phillips-typen for sektorene 70 - Innenlands transport, 71 - Elektrisitetsforsyning, 80 - Annen privat tjenesteyting, 81 - Varehandel og 90 - Offentlig forvaltning (sivil). Estimeringsresultatene er oppsummert i tabell 6.1. Dernext presenteres i tabell 6.2 estimeringsresultater for lønnsfølgerrelasjoner for de samme sektorene. Resultater fra dynamisk simulering over estimeringsperioden kommenteres sammen med estimeringsresultatene. I avsnitt 6.3 er det en samlet oversikt over disse simuleringene.

6.1. Phillips-type-relasjoner.

Sektor 70 - innenlands transport

Lønnsrelasjonen for denne sektoren fikk store koeffisienter for arbeidsløsheten. Samtidig ble koeffisientene for arbeidsgiveravgiften større enn 1 i tallverdi; den ble derfor apriori satt lik -1. Inntektsskattene fikk også forholdsvis stor koeffisient. Sum av priskoeffisienter blir 0,9 ved 10 kvartalers lag. Produktiviteten blir ikke signifikant. Effektene av skatteendringer er mye større enn i industrien. Dette er forenlig med antakelsen om at lønnsveksten i industrien i stor grad avhenger av importpriser og produktivitet, mens det i lønnsfastsettelsen i de tjenesteytende næringene tas mer hensyn til utviklingen i disponibel realinntekt. Også i et uregulert marked er det imidlertid tenkelig med skatteeffekter på

lønningene, via arbeidstilbudet. Økt skatt kan motivere til redusert arbeidstilbud, noe som ifølge enkel markedsteori vil gi økt lønn. Effekter via arbeidstilbudet burde imidlertid bli ivare tatt av arbeidsløshetsvariabelen i det denne i betydelig grad må antas å bli påvirket av tilbudet av arbeidskraft. Det er grunn til å anta at arbeidstilbudet for kvinner er mer lønns-(og dermed skatte-)følsomt enn for menn. Siden de tjenesteytende sektorene gjennomgående har rekruttert relativt sett flere kvinner enn industrien, kan dette peke i retning av at skattene bør ha større betydning på lønningene i disse sektorene. Vi må da anta at disse tilbudseffektene slår rett ut i lønningene uten først å resultere i endret arbeidsløshet.

Spørsmålet er om det skal pålegges homogenitet av grad 1 i prisene når langtidspriselasititeten ved fri estimering bare er 0,9. Det viser seg at spørsmålet om laglengde og sum av lagkoeffisienter ikke er særlig robust overfor valg av estimeringsperiode; ved å estimere over årene 1971-1985, blir sum av lagkoeffisienter langt over 1 ved 12 kvartalers lag. Å pålegge at summen av lagkoeffisienter for konsumprisene skal være 1 synes derfor ikke å være en svært streng restriksjon å legge på relasjonen. I den rapporterte relasjonen er det pålagt som restriksjon at summen av priskoeffisientene skal være 1.

Sektor 71 - elektrisitetsforsyning.

På grunn av et tilsynelatende erratisk kvartalsmønster for lønnsatsen før 1978.1, ble også for denne sektoren nyttet sesongjusterte time-lønnstall før 1978.1.

Bare konsumpriser og arbeidsløshet blir signifikante. Arbeidsgiveravgift og inntektsskatter får begge forventet fortegn, men koeffisientverdiene er små og t-verdiene lave. De ble derfor tatt ut av ligningen.

Ved fri estimering ble konsumpriselasititeten 1 ved 8 kvartalers lag. Koeffisienten foran arbeidsløshetsvariabelen er om lag den samme som for industrien.

Chow-testen for parameterstabilitet peker i retning av et strukturelt brudd etter 1985.

Sektor 80 - Diverse tjenestytting.

Konsumpriser, inntektsskatt, arbeidsgiveravgift og arbeidsledigheten er med som høyresidevariable for denne sektoren. Langtids lønnselastisitet mhp. konsumpris er 1 og effekten er uttømt etter 4 kvartaler. Skattekoeffisienten er stor, men noe lavere enn for konsumprisene. Koeffisienten for arbeidsledighet er noe større enn for industrien.

Sektor 81 - Varehandel.

På grunn av et ustabilisert sesongmønster for lønnsatsene før 1978.1 ble det benyttet en glattet serie for lønn pr. time for denne perioden. For de senere årene er den opprinnelige serien for timelønn nyttet. Av mulige forklaringsvariable blir konsumpriser, timeverksproduktivitet, inntektsskatt og arbeidsløshet signifikante. Arbeidsgiveravgiften fikk "galt" fortegn og ble fjernet.

Over 8 kvartaler ble sum av lagkoeffisienter 0,92 for konsumprisene og 0,25 for produktivitet. I den rapporterte ligningen ble det pålagt som restriksjon at sum av lagkoeffisienter for konsumprisene skulle være 1. Koeffisienten for inntektsskatt er om lag 0,35, mens arbeidsløshetskoeffisienten er noe større enn i industrien.

Chow-testen gir såvidt forkastning av en nullhypotese om stabile parametre ved et nivå på 5 prosent.

Sektor 90 - offentlig forvaltning (sivil).

I lønnsrelasjonen for denne sektoren er bare konsumpriser, arbeidsløshet og inntektsskatter forsøkt som forklaringsvariable i lønnsrelasjonen. Langtidspriselastisiteten ser ut til å være nær 1. Inntektsskattene får også en stor koeffisient. Arbeidsløshetsvariabelen (lagget 4 kvartaler) får lav t-verdi og svært lav koeffisient. Den er derfor ikke med i den rapporterte ligningen. Det er ikke tegn til autokorrelasjon (DW- og GOFF-testen) eller brudd i parametrene.

Tabell 6.1

Estimeringsresultater for tjenesteyting av lønnsrelasjonen:

$$\hat{W} = a_0 + a_1 \cdot \hat{PC} + a_2 \cdot \hat{Z} + a_3 \cdot (1 - \hat{TT}) + a_4 \cdot (1 + \hat{TY}) + a_5 \cdot (1/U_{-1})^2 + \text{sesong}$$

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode . Standardavvik i parentes.

Sektor	70	71	80	81	90
Koeffi- sient					
a ₀	0,006 (0,005)	-0,003(0,004)	-0,003(0,006)	-0,007(0,004)	0,003(0,003)
a ₁	0,13 (0,12)	0,04 (0,13)	0,47 (0,28)	0,24 (0,12)	0,15 (0,27)
-1	0,13 (0,08)	0,10 (0,06)	0,30 (0)	0,21 (0,06)	0,30 (-)
-2	0,13 (0,03)	0,15 (0,01)	0,16 (0,14)	0,17 (0,01)	0,32 (0,18)
-3	0,13 -	0,17 (0,02)	0,06 (0,14)	0,13 (0,02)	0,22 (0,15)
-4	0,12 (0,02)	0,18 (0,05)		0,10 (0,04)	
-5	0,11 (0,04)	0,16 (0,05)		0,07 (0,05)	
-6	0,09 (0,05)	0,13 (0,05)		0,05 (0,05)	
-7	0,07 (0,05)	0,07 (0,03)		0,02 (0,03)	
-8	0,05 (0,04)				
-9	0,03 (0,02)				
SUM	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Restriksjon	10-2-Hale	8-2-Hale	4-2-Hale	8-2-Hale	4-2-Hale
a ₂				0,06 (0,04)	
-1				0,05 (0,04)	
-2				0,04 (0,03)	
-3				0,04 (0,03)	
-4				0,03 (0,02)	
-5				0,02 (0,02)	
-6				0,01 (0,01)	
-7				0,01 (0,01)	
-8					
SUM				0,27	
Restriksjon				8-1-Hale	
a ₃	0,52 (0,30)	-	0,68 (0,49)	0,35 (0,29)	0,89 (0,46)
a ₄	-1 (-)	-	-1 (-)	-	-
a ₅	0,044 (0,012)	0,030 (0,011)	0,035 (0,019)	0,037 (0,012)	-
CHOWPS	1,75	3,33 ¹	0,12	2,62 ¹	0,93
GOFF	1,59	0,63	0,83	1,42	0,57
R ²	0,57	0,61	0,80	0,69	0,70
DW	2,19	1,72	2,67	2,26	2,31
SSR	0,0081	0,0080	0,0261	0,0090	0,0224
SER	0,0121	0,0119	0,0212	0,0128	0,0198
U ⁰	fins ikke	3,2	3,4	2,3	fins ikke
Estimerings- periode	1969.1-1985.4	1969.1-1985.4	1969.1-1985.4	1969.1-1985.4	1969.1-1985.4

¹ Forkastning av nullhypotese om parameterstabilitet på 5 prosents nivå.

6.2 Lønnsfølgerelasjoner

Alternativt til lønnsrelasjoner av Phillips-typen kan lønnsveksten i tjenesteyting modelleres i en lønnsleder - lønnsfølgermodell der lønna i tjenesteyting avhenger av lønnsutviklingen i industrien. I sin enkleste utforming får vi en relasjon av typen:

$$W = f(WL, \text{sesong})$$

der: W = lønn i følgersektoren

WL = lønn i ledersektoren

Langtidselastisiteten av W mhp. WL vil bestemme hvordan den relative lønnsutviklingen mellom følger- og ledersektoren vil utvikle seg på lang sikt. Hvis elastisiteten er lik 1, vil vi få parallellitet i lønnsutviklingen. Dette impliseres av den skandinaviske inflasjonsmodellen. Er langsiktselastisiteten mindre enn 1, vil følgerlønnene sakke mer og mer etter lønningene i lønnsledersektoren. Ved fritt å estimere denne langtidselastisiteten, vil vi generelt få at den blir ulik 1 hvis gjennomsnittlig lønnsvekst i leder- og følgersektorene har vært forskjellige i estimeringsperioden.

Over perioden 1970-1985 har det vært en del ulikheter i lønnsutvikling mellom sektorene idet enkelte tjenesteytende sektorer, særlig offentlig sektor, har hatt svakere lønnsvekst enn industrien når hele perioden ses under ett. Etter midten av 1970-tallet ser det imidlertid ut til å ha vært en mer jevn utvikling.

Hvis vi ved bruk av modellen ønsker en relativt parallell lønnsutvikling, bør vi ha en langtidselastisitet lik 1. Dette kan imidlertid gi dårligere treff ved bruk av relasjonene til prognoseformål.

Den teoretiske modellen er altså:

$$(6.2.1) \ln(W/W_{-1}) = a_0 + a_1 \cdot \ln(WL/W_{-1}) + \text{sesong}$$

der: a og b er faste koeffisienter.

Lønnsrelasjoner av denne typen er brukt i den finske BOF-modellen, se Tarkka og Willman (1985).

På lang sikt, dvs. når WL (og dermed W) er konstante, vil sammenhengen mellom W og WL være:

$$(6.2.6) \ln W = \frac{a_0}{a_1} + \ln WL$$

Langtidselastisiteten av W mhp. WL er altså (pålagt å være) 1. Koeffisientene a_0 og a_1 angir det relative lønnsnivået i lønnsfølgersektoren på lang sikt. Ligningen (6.2.1) angir den dynamiske tilpasningen av W når WL endres. Størrelsen på koeffisienten a_1 angir hvor stor andel av en økning i lønnsnivået i ledersektoren som slår ut i lønnen i følgersektoren i første kvartal etter endringen.

Lønnsrelasjoner av typen (6.2.1) med bare industrilønn som høyresidevariabel gav svært små estimater for tilpasningskoeffisienten a_1 og lave verdier på Durbin-Watson observatoren. Dette skyldes særlig at lønnsveksten i mange tjenesteytende sektorer var lavere enn i industrien i perioden 1970-1975 og 1983-1985. Med de estimerte parametrene (ikke rapportert her) ville det ta 8-10 år før 99 prosent av en initial økning i industrilønna hadde slått ut i følgersektorens lønnsnivå. Dette virker urimelig.

I et forsøk på å modifisere den strenge antakelsen om at bare ledersektorens lønninger har betydning for lønnsutviklingen i følgersektorene, ble konsumprisene inkludert i lønnsfølgerrelasjonene med forutsetning om at summen av lønnsleder- og konsumpriselasitetene skulle være lik 1 på lang sikt. Vi får da

$$(6.2.3) \ln(W/W_{-1}) = a_0 + a_1 \cdot \ln(WL/W_{-1}) + a_2 \cdot \ln(P/W_{-1}) + \text{sesong}$$

der P = deflator privat konsum

Relasjon (6.2.3) kan utredes på følgende måte med utgangspunkt i relasjonene (6.2.4) og (6.2.5)

$$(6.2.4) \ln W^* = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln P + (1 - \alpha_1) \cdot \ln WL$$

$$(6.2.5) \ln W - \ln W_{-1} = \lambda \cdot (\ln W^* - \ln W_{-1}), \lambda < 1.$$

* - angir ønsket størrelse

$\alpha_0, \alpha_1, \lambda$ er faste koeffisienter.

Relasjon (6.2.4) angir sammenhengen mellom ønsket lønnsnivå i følgersektoren på den ene siden og privat konsumdeflatoren og lønna i lønnsledersektoren på den andre. Relasjon (6.2.4) impliserer at ønsket lønnsnivå i følgersektoren avhenger av verdiene på høyresidevariablene i inneværende periode. Denne måten å utlede en lønnsfølgerligning på tar altså ikke hensyn til forventingsdannelsen, f.eks. kan ønsket lønnsnivå i lønnsfølgersektoren tenkes å avhenge av forventede nivåer for høyresidevariablene. Slik (6.2.4) er utformet, vil summen av langtidselastisitetene av W^* mhp. P og WL være lik 1, dvs. at en samtidig økning i konsumpriser og lønn i ledersektoren på 1 prosent vil medføre at den ønskede lønna i lønnsfølgersektoren også vil øke med 1 prosent.

Relasjon (6.2.5) er en delvis tilpasningsmekanisme. Dette er en vanlig måte å modellere tregheter i tilpasningen til ønskede verdier og kan begrunnes med at tilpasning medfører kostnader (se f.eks. Stewart og Wallis (1982), s. 38-50).

Tolkningen av (6.2.5) er at en andel, λ , av avviket mellom realisert og ønsket verdi på venstresidevariabelen utlignes i hver periode. En initial økning i W^* vil således bare gradvis medføre at den faktiske lønna, W , øker. Jo større parameteren λ er, jo raskere skjer tilpasningen.

Innsetting av relasjon (6.2.4) i (6.2.5) gir

$$(6.2.6) \ln W - \ln W_{-1} = \lambda [\alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln P + (1-\alpha_1) \cdot \ln WL] - \ln W_{-1}$$

Ved å legge til og trekke fra $\lambda \cdot \ln W_{-1}$ på høyre side av likhetstegnet får en (etter litt regning):

$$(6.2.7) \ln W - \ln W_{-1} = \lambda \cdot \alpha_0 + \lambda \cdot \alpha_1 (\ln P - \ln W_{-1}) + \lambda (1-\alpha_1) (\ln WL - \ln W_{-1})$$

som er den samme relasjonen som (6.2.3), og er gjort til gjenstand for estimering. Tilpasningsparameteren λ i (6.2.5) blir da lik $a_1 + a_2$ i (6.2.3), og α_1 i (6.2.4) er lik $(a_2 / (a_1 + a_2))$ i (6.2.3).

Langsiktssammenhengen mellom W og på den andre siden WL og P blir

$$(6.2.8) \ln W = (a_0 / (a_1 + a_2)) + (a_1 / (a_1 + a_2)) \cdot \ln WL + (a_2 / (a_1 + a_2)) \cdot \ln P$$

Den relative betydningen av hhv. lønn i ledersektoren og konsumprisene avhenger av det relative størrelsesforholdet mellom koeffisientene a_1 og a_2 . Den absolutte størrelsen på koeffisientene sier bare noe om hvor raskt tilpasningen skjer.

Leddet $\ln(WL_{-1}/WL_{-2})$ i ligningen under tabell 6.2 er tatt med for å fange opp dynamikken i tilpasningen, men har, siden variabelen er på tilvekstform, ingen betydning for langsiktssammenhengen mellom lønnsnivået i leder- og følgersektoren.

Tabell 6.2

Resultater for lønnsfølgerligninger for tjenesteyting og bygg og anlegg. Standardavvik i parentes.

$$\ln(W/W_{-1}) = a_0 + a_1 \cdot \ln(WL/W_{-1}) + a_2 \cdot \ln(P/W_{-1}) + a_3 \cdot \ln(WL_{-1}/WL_{-2}) + \text{sesong}$$

Sektor	55	70	71	80	81	90
Koeffisient						
a_0	0,28 (0,08)	0,08 (0,007)	0,72 (0,020)	0,18 (0,08)	0,47 (0,15)	0,93 (0,16)
a_1	0,28 (0,08)	0,23 (0,07)	0,40 (0,10)	0,30 (0,07)	0,69 (0,12)	0,28 (0,05)
a_2	0,06 (0,02)	0,06 (0,02)	0,17 (0,005)	0,05 (0,02)	0,15 (0,04)	0,25 (0,04)
a_3	0,15 (0,14)					
\bar{R}^2	0,78	0,37	0,43	0,80	0,83	0,81
DW	1,38	1,48	2,42	2,15	2,06	1,74
SSR	0,01681	0,01125	0,09566	0,02152	0,08776	0,01325
SER	0,01702	0,01430	0,04162	0,01996	0,03994	0,01552
CHOWPS	0,83	0,65	0,52	0,24	0,14	0,67
GOFF	4,79 ¹	2,05	4,26 ¹	0,57	1,45	2,26
Estimeringsperiode.	1969.1- 1985.4	1970.1- 1985.4	1970.1- 1985.4	1970.1- 1985.4	1970.1- 1985.4	1970.1- 1985.4
¹ F-observatoren er signifikant forskjellig fra null på 5% nivå.						

Estimeringsresultatene for lønnsfølgerlikningene gir signifikante koeffisienter for konsumprisene for alle sektorene. Langtids lønnselastisitet mhp. konsumprisene varierer mellom 0,15 og 0,2 for de fleste sektorene. For sektorene 71 og 90 ligger tallene noe høyere, hele 0,45 for sektor 90. Vi kan regne oss tilbake til strukturparametrene i relasjonene. Tilpassningsparameteren λ varierer fra 0,30 i sektor 71 til 0,88 i sektor 81.

I tabell 6.2 er også rapportert testobservatorene for 2 tester -en Chow-test for brudd i koeffisientene der estimeringsperioden er forlenget ut 1986 (CHOWPS) og en test for autokorrelasjon opp til 4. orden (GOFF).

Både Durbin-Watson-observatoren og GOFF-testen indikerer positiv autokorrelasjon i restleddene i ligningen for sektor 55, selv om GOFF-testen bare såvidt gir forkastning av nullhypotesen om at det ikke er autokorrelasjon i restleddene. DW-observatoren angir imidlertid autokorrelasjon av 1. orden. Siden DW-observatoren er forventningsskjev mot 2 i tilfellet vårt med lagget endogen høyresidevariabel, tyder dette på at residualene er autokorrelert.

DW-observatoren gir ikke utslag i retning av autokorrelasjon for sektor 71, men GOFF-observatoren slår svært sterkt ut her. Det viser seg at det særlig er residualene lagget 2 kvartaler som får stor koeffisient (autokorrelasjon av 2. orden). (Ved estimering av lønnsfølgerrelasjonen for sektor 71, ble de ukorrigerede lønnstallene benyttet.)

Durbin-Watson-testen for autokorrelasjon av 1. orden er ikke en gyldig test for autokorrelasjon når vi har lagget endogen som høyresidevariabel. I dette tilfellet er DW-observatoren forventningsskjev mot 2. Men hvis DW-observatoren likevel blir svært lav (eller høy), må vi sikkert kunne konkludere med at der er autokorrelerte restledd. DW-observatoren gir formelt sett forkastning av en hypotese om ikke autokorrelasjon bare for sektor 55, mens den er i det usikre området for sektorene 70 og 71.

GOFF-testen, som også er gyldig ved lagget endogen som høyresidevariabel forkaster klart hypotesen om ikke autokorrelasjon for sektorene 55 og 71 (autokorrelasjon av 1. til og med 4. orden).

6.3. Simulering av enkeltrelasjonene

For hver sektor er lønnsfølger- og Phillips-relasjonene simulert dynamisk i estimeringsperioden og ut 1985. Ved simulering av lønnsfølgerlikningene er faktisk lønn i industrien nyttet som høyresidevariabel. Dette

er vist i figur 6.1. Den statistiske observatoren RRMSE (i %) for de ulike ligningene står i tabell 6.3.1.

I estimeringsperioden er føyningen for følgerligningene gjennomgående bedre enn for Phillips-ligningene. En vesentlig grunn til dette er at Phillips-ligningene for alle sektorene unntatt sektor 80 undervurderer lønnsnivået på 2. halvdel av 1970-tallet, mens dette ikke er tilfelle med følgerligningene. Dette kan tyde på at lønna i tjenesteyting og bygg og anlegg i disse årene var påvirket av lønnsnivået i industrien, som hadde svært sterk vekst disse årene, særlig i 1974 og 1975.

I årene 1983-1985 overpredikerer følgerrelasjonene det faktiske lønnsnivået for sektor 55, 70, 71 og til dels 90. Disse ligningene overvurderer lønnsveksten fra 1983 til midten av 1985, men treffer vekstratene bra i 1. halvår 1986. For sektorene 80 og 81 treffes lønnsnivået bedre.

Den systematiske overvurderingen av lønnsnivået etter 1979 i relasjonen for sektor 80 må tilskrives at relasjonen går av sporet i lønns- og prisstoppen i 1978/79. Lønnsstopp-dummiene ble ikke signifikante, så det er konsumprisvariabelen alene som har til oppgave å lede relasjonen gjennom perioden. At relasjonen går av sporet her er imidlertid ikke alvorlig ved bruk av relasjonen til prognoseformål. På vekstrateform treffer relasjonen bra både før og etter 1978/79. Men bommen i disse årene forplantes altså videre.

Lønnsfølgerrelasjonens overvurdering er spesielt sterk for sektor 55, der lønnsveksten i 1985 bare var om lag 5% ifølge nasjonalregnskapet. Relasjonen overvurderer lønnsveksten betydelig både i 1984 og 1985. Den svake lønnsveksten skjedde i en periode med stigende og høy arbeidsledighet etter norske forhold, noe som trolig har virket sterkt dempende på lønnsveksten i bygg og anlegg.

Tabell 6.3

Føyningsegenskaper ved dynamisk simulering over perioden 1969.1-1985.4

Phillips-type relasjoner.

Sektor	RRMSE (%)
55	4,1
55	2,4 (glidning)
70	4,2
71	5,3
80	4,3
81	3,7
90	3,6

RRMSE (%) i dynamisk simulering over estimeringsperioden (1970.1-1985.4) Lønnsfølgerrelasjoner.			
Sektor	(1)	(2)	(3)
55	2,7	2,2	2,8
70	2,2	2,1	2,4
71	4,1	4,0	4,5
80	2,1	2,4	2,1
81	3,7	3,8	3,7
90	1,8	1,7	2,1

- 1) Med faktisk industrilønn som høyresidevariabel
- 2) Med lønn simulert fra glidningsrelasjonene som høyresidevariabel
- 3) Med lønn simulert fra totallønnsrelasjonene som høyresidevariabel

Tabell 6.3 og 6.4 gir RRMSE i % i dynamisk simulering for hhv. Phillips-relasjonene og følgerrelasjonene. Tallene for Phillips-relasjonene og følgerrelasjonene er ikke uten videre sammenlignbare, idet sesongjusterte tall før 1978 er nyttet i Phillips-relasjonene for sektorene 55 og 71, noe som trolig medfører bedre føyning.

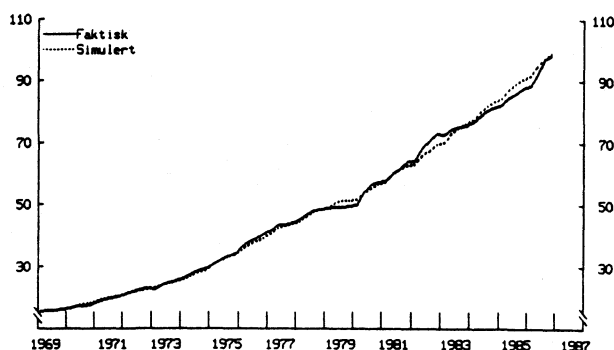
Gjennomgående er RRMSE mindre i følgerrelasjonene enn i Phillips-relasjonene. Når simulert industrilønnsvekst fra glidningsrelasjonene inngår som høyresidevariabel i følgerrelasjonen blir RRMSE bare svakt større i enkelte sektorer og mindre i andre.

I flere av sektorene blir faktisk RRMSE noe lavere når simulert industrilønn fra glidningsrelasjonene nyttes som høyresidevariabel. Med lønn fra totallønnsrelasjonene blir føyningen noe dårligere.

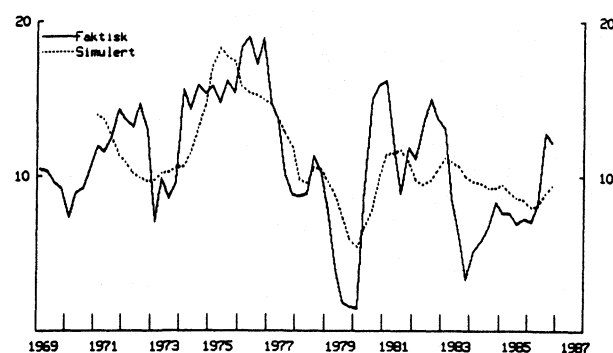
Ved valg mellom følgerligning og Phillips-ligning vil ligningenes evne til å treffe den faktiske utvikling i den nære fortid være et viktig valgkriterium. For de fleste sektorene i tjeneteyting kommer lønnsfølgerrelasjonene dårlig ut her. Betrakter vi treffen i lønnsvekst over 4 kvartaler i perioden 1980-1986, ser det ut til at Phillips-relasjonene klarer å reprodusere fallet i lønnsveksten bedre enn lønnsfølgerligningene (med faktisk industrilønn som høyresidevariabel). Et mulig unntak fra denne tendensen kan muligens være sektor 81 - varehandel, men dette er ikke åpenbart ut fra en figurbetraktning.

Ut fra enkelhetshensyn trekker dette i retning av å velge total-lønnsrelasjoner for sektorene utenfor industri (samt glidningsrelasjon i tillegg for sektor 55 - bygg og anlegg).

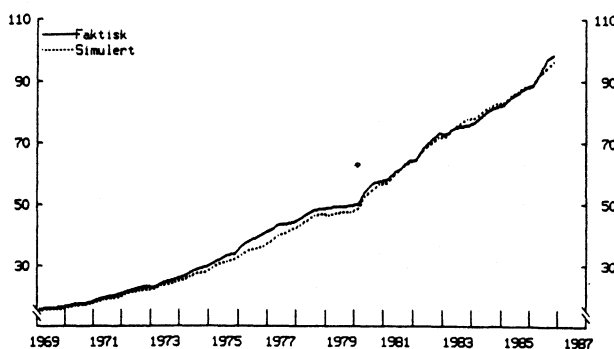
Figur 6.1

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 70
Lønnsfølgerligning

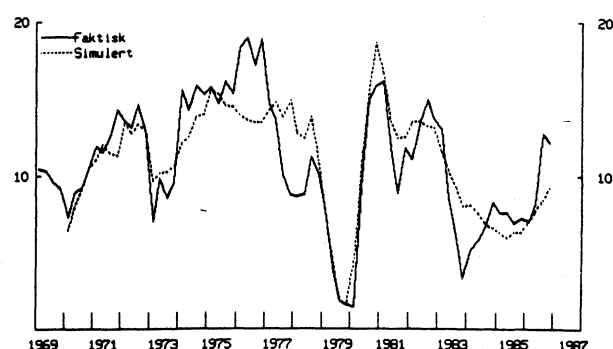
Figur 6.2

FAKTISK OG SIMULERT LØNSVEKST, SEKTOR 70
Lønnsfølgerligning

Figur 6.3

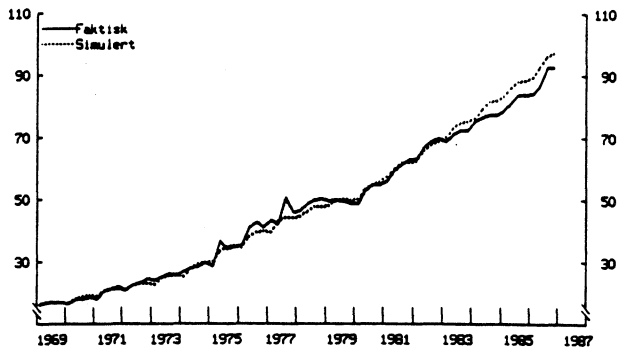
FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 70
Phillips-relasjon

Figur 6.4

FAKTISK OG SIMULERT LØNSVEKST, SEKTOR 70
Phillips-relasjon

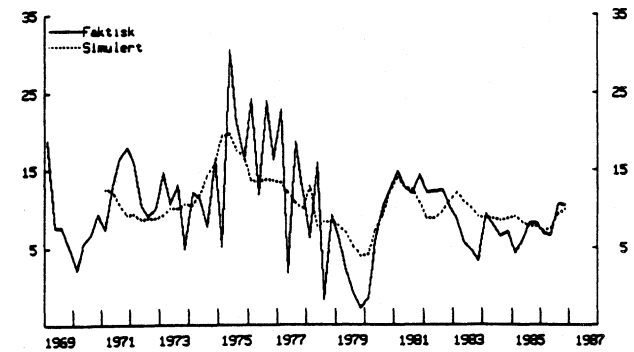
Figur 6.5

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 71
Lønnsfølgerligning



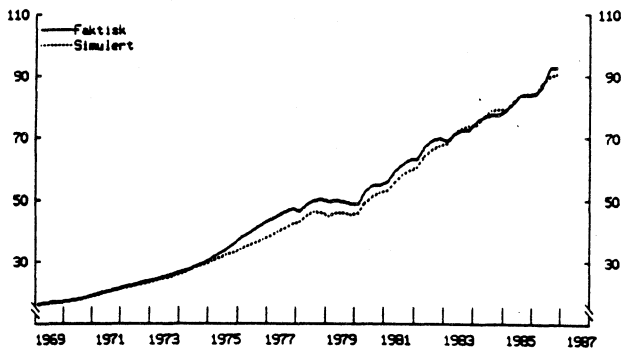
Figur 6.6

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 71
Lønnsfølgerligning



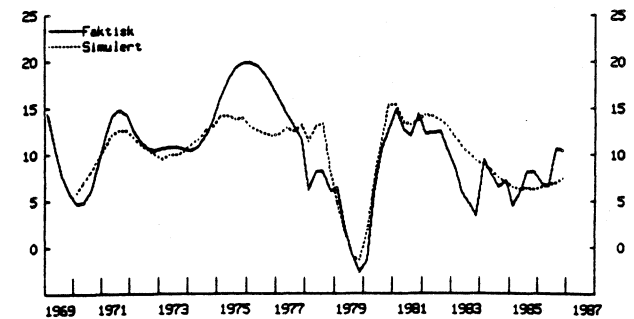
Figur 6.7

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 71
Phillips-relasjon



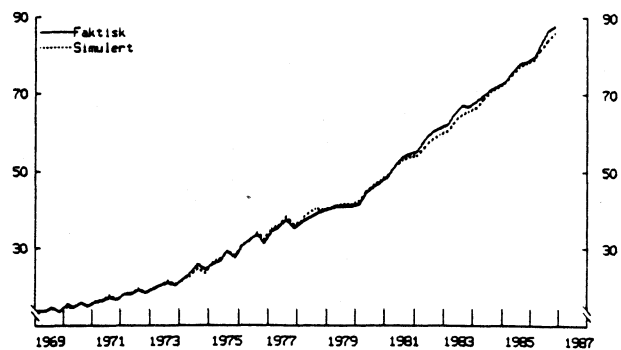
Figur 6.8

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 71
Phillips-relasjon



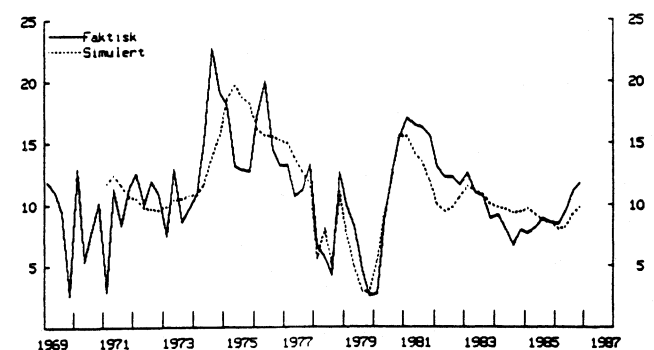
Figur 6.9

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 80
Lønnsfølgerligning



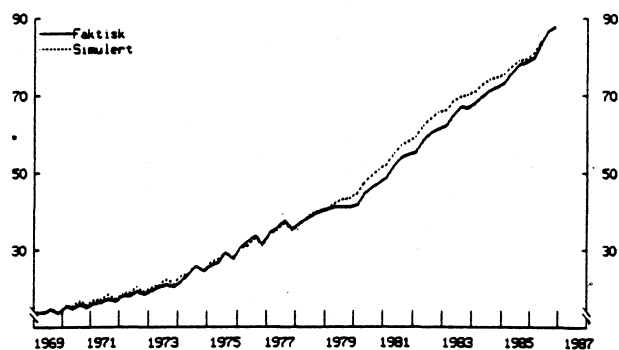
Figur 6.10

FAKTISK OG SIMULERT LØNNSVEKST, SEKTOR 80
Lønnsfølgerligning



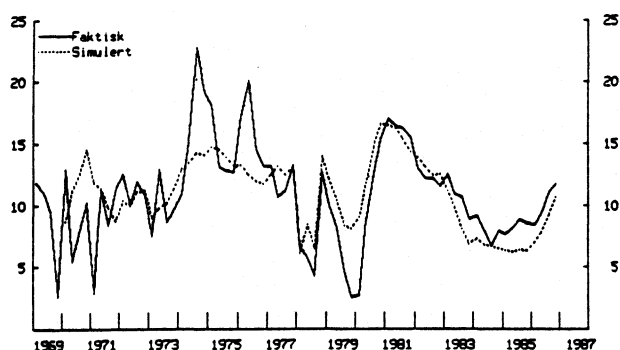
Figur 6.11

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 80
Phillips-relasjon



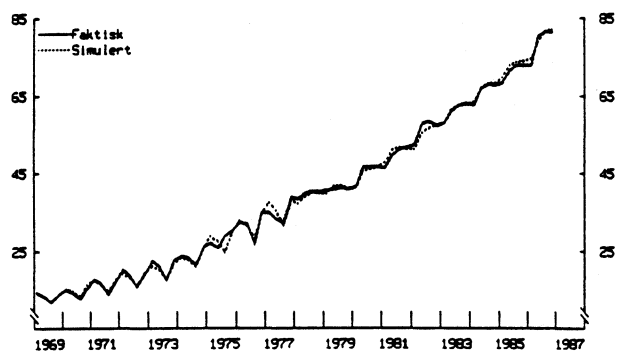
Figur 6.12

FAKTISK OG SIMULERT LØNSVEKST, SEKTOR 80
Phillips-relasjon



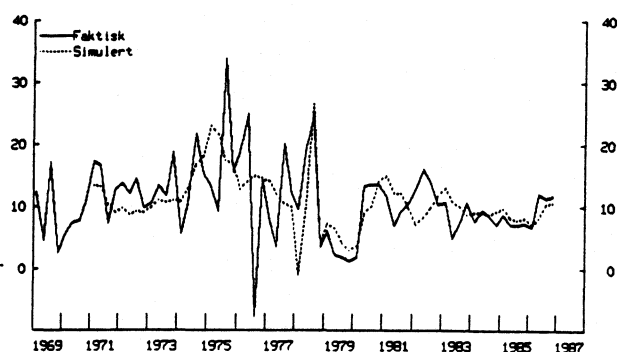
Figur 6.13

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 81
Lønnsfølgerligning



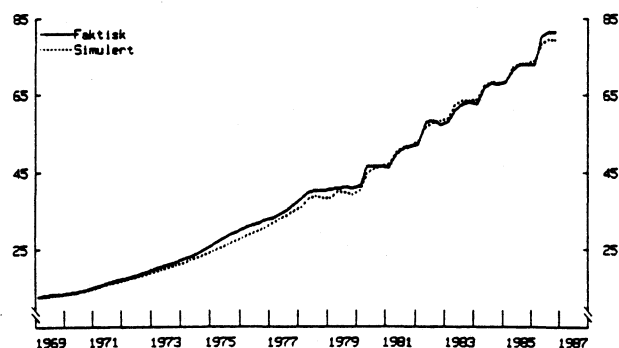
Figur 6.14

FAKTISK OG SIMULERT LØNSVEKST, SEKTOR 81
Lønnsfølgerligning



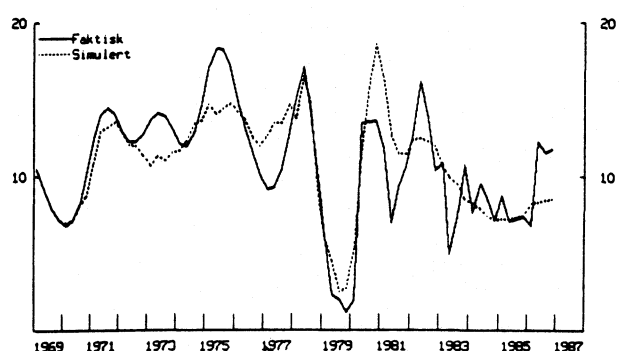
Figur 6.15

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 81
Phillips-relasjon



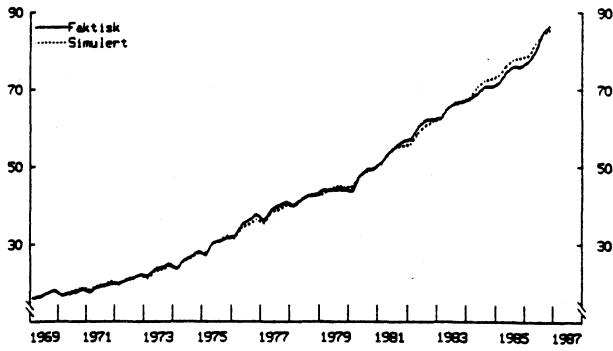
Figur 6.16

FAKTISK OG SIMULERT LØNSVEKST, SEKTOR 81
Phillips-relasjon



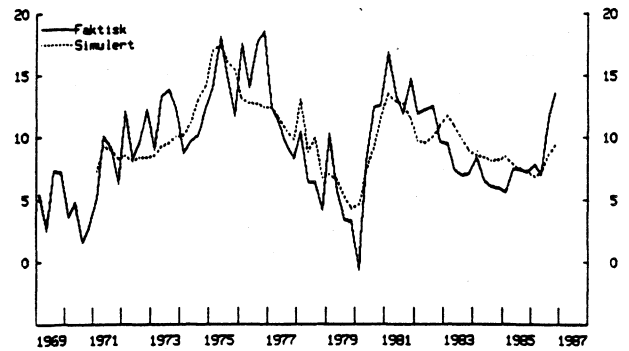
Figur 6.17

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 90
Lønnsfølgerligning



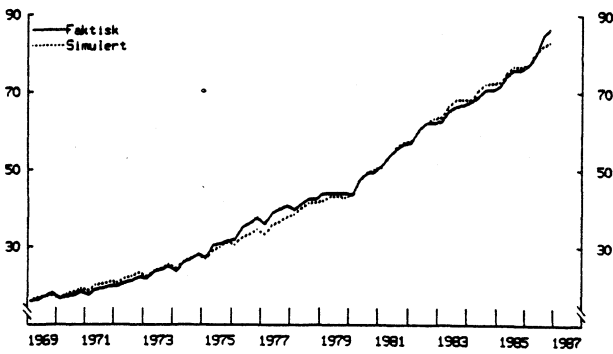
Figur 6.18

FAKTISK OG SIMULERT LØNSVEKST, SEKTOR 90
Lønnsfølgerligning



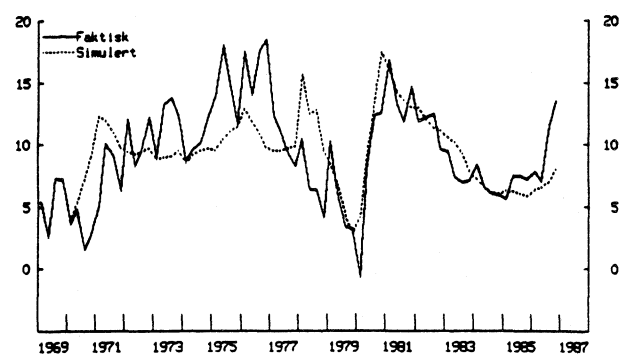
Figur 6.19

FAKTISK OG SIMULERT LØNN, SEKTOR 90
Phillips-relasjon



Figur 6.20

FAKTISK OG SIMULERT LØNSVEKST, SEKTOR 90
Phillips-relasjon



7. IMPLEMENTERING I KVARTS

For industrien og bygg og anlegg, hvor vi nå opererer med skillet mellom tariff tillegg og lønns glidning, implementeres både lønns glidningsrelasjoner og relasjoner for samlet lønnsvekst. Det kan gjøres slik:

$$(7.1) \quad \frac{W - W_{-1}}{W_{-1}} = (1 - \text{DUM}) \cdot (\text{total lønnsrelasjon}) + \text{DUM} \cdot (\text{glidningsrelasjonen})$$

W = Lønnsnivå

DUM = En dummyvariabel som er 1 i alle kvartaler hvor vi ønsker at lønna skal bli bestemt av glidningsrelasjonen, og 0 når vi vil at lønna skal bli bestemt i total lønnsrelasjonen.

I relasjon (7.1) vil alltid tariff tillegget være eksogent, men dette vil bare ha betydning for det resultatet modellen gir for lønnsveksten i de kvartaler hvor variabelen DUM er lik 1.

For de tjenesteytende sektorer implementeres det Phillipsrelasjoner som

$$(7.2) \quad \frac{W - W_{-1}}{W_{-1}} = \dots$$

Dette gjøres for alle sektorene utenom industri og bygg og anlegg for å få en enhetlig struktur i lønnsrelasjonene, selv om det altså for enkelte sektorer ikke er åpenbart at en slik relasjon er den beste ut fra føyning.

8. VIRKNINGSBEREGNINGER FOR LØNNSRELASJONER

Dette kapitlet vil dokumentere mer eksakt effektene på lønningene i de ulike sektorene ved endringer i høyresidevariablene. Vi betrakter lønnsmodellen separat, og studerer hva som skjer med lønningene ved varige endringer i høyresidevariablene.

Dette kapitlet er en ytterligere beskrivelse av estimeringsresultatene i kap. 5 og 6.

Tabell 8.1. Virkning på lønnsveksten av en endring i importprisveksten på 1 prosent når relasjonene for samlet lønnsvekst nyttes

Sektor	Kvartaler etter endring				
	1	2	4	8	12
(15) Næringsmiddel- og beklednings- industri	0,11	0,19	0,27	0,27	0,27
(25) Trevare-, grafisk industri m.v.	0	0	0,28	0,63	0,65
(30) Bergverk og råvareindustri	0	0,09	0,25	0,51	0,51
(45) Metallbearbeidingsindustri	0,11	0,22	0,38	0,52	0,52
(50) Verftsindustri	0	0,05	0,12	0,16	0,16
(51) Gj.snitt industri	0,05	0,11	0,28	0,46	0,48

Tabell 8.2. Virkning på lønnsveksten av en endring i konsumprisveksten på 1 prosent når relasjonene for samlet lønnsvekst er nyttet

Sektor	Kvartaler etter endring				
	1	2	4	8	12
(15) Næringsmiddel- og beklednings- industri	0	0,36	0,73	0,73	0,73
(25) Trevare-, grafisk industri m.v.	0	0,35	0,35	0,35	0,35
(30) Bergverk og råvareindustri	0,32	0,49	0,49	0,49	0,49
(45) Metallbearbeidingsindustri	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48
(50) Verftsindustri	0	0,10	0,34	0,71	0,83
(55) Bygg- og anleggsvirksomhet	0,21	0,43	0,84	1,00	1,00
(70) Innenlands samferdsel	0,13	0,27	0,54	0,98	1,00
(71) Kraftforsyning	0,04	0,15	0,48	1,00	1,00
(80) Diverse tjenesteyting	0,44	0,76	1,00	1,00	1,00
(81) Varehandel	0	0	0,45	0,48	1,00
(90) Offentlig forvaltning, sivil ..	0,17	0,46	1,00	1,00	1,00
(51) Gj.snitt industri	0,18	0,39	0,48	0,52	0,52
(99) Gj.snitt alle sektorer	0,18	0,40	0,70	0,83	0,83

Tabell 8.3. Virkning på lønnsveksten av en endring i produktivitetsveksten på 1 prosent når relasjonene for samlet lønnsvekst er nyttet

Sektor	Kvartaler etter endring				
	1	2	4	8	12
(25) Trevare-, grafisk industri m.v.	0	0,09	0,26	0,51	0,66
(30) Bergverk og råvareindustri ...	0	0,06	0,17	0,34	0,44
(45) Metallbearbeidingsindustri ...	0	0,06	0,15	0,27	0,27
(51) Gj.snitt industri	0	0,05	0,14	0,26	0,30
(81) Varehandel	0	0,06	0,11	0,20	0,22

Tabell 8.4. Virkning på lønnsveksten pr. år ved redusert arbeidsløshet*

Sektor	Arbeidsløshet fra 3 til 2 prosent		Arbeidsløshet fra 2 til 1,5 prosent	
	Relasjon for samlet lønn	Relasjon for glidning	Relasjon for samlet lønn	Relasjon for glidning
(15) Næringsmiddel- og bekledningsindustri	2,4	-	3,3	-
(25) Trevare-, grafisk industri m.v.	1,5	-	2,1	-
(30) Bergverk og råvareindustri	2,6	1,5	3,6	2,1
(45) Metallbearbeidingsindustri	2,1**	-	3,0**	-
(50) Verftsindustri	1,5	1,0	2,0	1,4
(55) Bygg- og anleggsvirksomhet	2,4	1,3	3,3	1,8
(70) Innenlands samferdsel	2,5	x	3,5	x
(71) Kraftforsyning	1,7	x	2,4	x
(80) Diverse tjenesteyting	2,0	x	2,7	x
(81) Varehandel	2,1	x	2,9	x
(90) Offentlig forvaltning, sivil	-	x	-	x
(51) Gj.snitt industri	2,0	0,4	2,8	0,5
(99) Gj.snitt alle sektorer ...	1,7	x	2,4	x

* Effekten inntreffer ett kvartal etter endret ledighetsrate. I sektor merket ** inntreffer effekten etter 4 kvartaler.

x Fins ikke.

Tabell 8.5. Virkning på lønnsveksten av skatteendringer*

Sektor	1 prosent endring i		
	(1 + arb.giver- avgiftssats). Relasjon for lønn i alt	(1 + arb.giver- avgiftssats). Relasjon for lønnsglidning	(1 - gjennoms- nittlig skattesats for husholdningene). Relasjon for lønn i alt
(15) Næringsmiddel- og bekledningsindustri	-1	-0,66	0
(25) Trevare-, grafisk industri m.v.	-1	-0,54	0,14
(30) Bergverk og råvare- industri	-1**	-0,70**	0,20**
(45) Metallbearbeidings- industri	-1**	0	0,24**
(50) Verftsindustri	-1	0	0,40
(55) Bygg- og anleggs- virksomhet	-1	0	0,42**
(70) Innenlands sam- ferdseI	-1	x	0,52
(71) Kraftforsyning	0	x	0
(80) Diverse tjeneste- yting	-1	x	0,68
(81) Varehandel	0	x	0,35
(90) Offentlig forvaltn., sivil	0	x	0,87
(51) Gj.snitt industri .			0,18
(99) Gj.snitt alle sektorer			0,51

* Effekten inntreffer i samme kvartal som endringen i arbeidsgiveravgiften. I sektorer merket ** inntreffer virkningen etter ett kvartal.

x Fins ikke.

Tabell 8.6. Virkning på lønnsveksten av en endring i importprisveksten på 1 prosent når lønnsglidningsrelasjonene nyttes

Sektor	Kvartaler etter endring				
	1	2	4	8	12
(15) Næringsmiddel- og beklednings- industri	0,11	0,18	0,23	0,23	0,23
(25) Trevare-, grafisk industri m.v.	0	0	0,26	0,26	0,26
(30) Bergverk og råvareindustri	0	0,08	0,22	0,37	0,37
(45) Metallbearbeidingsindustri	0,06	0,10	0,13	0,13	0,13
(50) Verftsindustri	0	0,03	0,09	0,11	0,11
(51) Gj.snitt industri	0,03	0,07	0,10	0,22	0,22

Tabell 8.7. Virkning på lønnsveksten av en endring i konsumprisveksten på 1 prosent når relasjonene for lønnsglidning nyttes

Sektor	Kvartaler etter endring				
	1	2	4	8	12
(15) Næringsmiddel- og beklednings- industri	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53
(25) Trevare-, grafisk industri m.v.	0	0,23	0,23	0,23	0,23
(30) Bergverk og råvareindustri	0	0	0,23	0,23	0,23
(45) Metallbearbeidingsindustri	0,10	0,18	0,26	0,26	0,26
(50) Verftsindustri	0	0	0,26	0,26	0,26
(55) Bygg- og anleggsvirksomhet	0,21	0,43	0,58	0,58	0,58
(51) Gj.snitt industri	0,13	0,20	0,30	0,30	0,30

Tabell 8.8. Virkning på lønnsveksten av en endring i produktivitsveksten på 1 prosent når lønnsglidningsrelasjonene nyttes

Sektor	Kvartaler etter endring				
	1	2	4	8	12
(25) Trevare-, grafisk industri m.v.	0	0,07	0,19	0,32	0,32
(30) Bergverk og råvareindustri	0	0,05	0,14	0,24	0,25
(51) Gj.snitt industri	0	0,03	0,07	0,12	0,12

REFERANSER


- Aukrust, O. (1977): "Inflation in the open economy: A Norwegian model." Artikler nr. 96 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Bowitz, E., M. Jensen og V. Knudsen (1987): "KVARTS-84. Modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon av 1984-versjonen av KVARTS." Rapporter nr. 87/3 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Cappelen, Å. og N.H. v.d. Fehr (1986): "Kapasitetsutnyttelse i norske næringer. En KVARTS/MODAG-rapport." Rapporter nr. 86/26 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Coe, D. (1985): "Nominal wages, the NAIRU and wage flexibility." OECD economic studies nr. 5 - 1985.
- Harvey, A.C. (1981): "The econometric analysis of time series", Oxford, 1981.
- Kiviet, J.F. (1986): "On the Rigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships." Rev. of Ec. Studies, Vol. LIII, 1986, s. 241-261.
- Lipsey, R.G. (1960): "The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom 1861-1957; A further analysis." Economica, 1960.
- Isachsen, A.J., K.N. Kjær og O. Raaum (1982): "Dokumentasjon av en lønns- og prismodell." Arbeidsnotater av 21.6.1982 fra Norges Bank.
- Isachsen, A.J. og O. Raaum (1982): "Solidarisk lønnspolitikk - hvor effektiv er den egentlig?" Arbeidsnotater av 21.10.1982 fra Norges Bank.
- Johansen, L. (1982): Arbeidsløsheten, lettere opp enn ned? Sosialøkonomen nr. 10.
- Lucas, R.E. (1976): Econometric policy evaluation: A critique, in: K. Brunner, ed.: "The Phillips curve and labor markets." Journal of Monetary economics, supplement.
- Nymoen, R. (1986A): "Lønnsdannelse i industrien - En teoretisk forhandlingsmodell og empiriske lønnsrelasjoner." Arbeidsnotater fra Norges Bank 1986/1.
- Nymoen, R. (1986B): "Wage formation in Norwegian manufacturing. Application of a bargaining model to quarterly data." Arbeidsnotater fra Norges Bank 1986/10.
- Oswald, A. (1985): "The economic theory of trade unions: An introductory survey." The Scandinavian Journal of Economics, 87 (2), 1985.
- Pesaran, M. (1985): "Formation of inflation expectations in British manufacturing industries." Economic Journal, Vol. 95, no. 380, desember 1985.

- Phillips, A.W. (1985): "The relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957." Economica, 1958.
- Parkin, M., M. Sumner and R. Ward (1976): "The effects of excess demand, generalized expectations and wage-price controls in the UK 1956-71." Carnegie Rochester Conference series of public Policy, vol. 2 - 1976. Journal of Monetary economics (supplement).
- Stock, J.H. (1987): Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors, Econometrica no 5.
- Sumner, M.T. and R. Ward (1983): The reappearing Phillips curve. Oxford economic papers 35, 1983 (supplement).
- Tveitereid, S. (1979): "En kvartalsmodell for priser og lønninger." Rapporter 79/29 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Stølen, N.M. (1985): "Faktorer bak lønnsveksten." Økonomiske analyser 9 - 1985 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Stølen, N.M. (1983): "Etterspørsel etter arbeidskraft i norske industri- næringer." Rapporter 83/29 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Skjæveland, A. (1985): "Avstemming av kvartalsvise nasjonalregnskapsdata mot årlig nasjonalregnskap." Internt notat 85/22 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Stewart, M. og K.F. Wallis (1982): "Introductory Econometrics." Oxford 1982.
- Tarkka, J. og Willman, A. (1985): "The BOF3 quarterly model of the Finnish Economy." Publikasjon D:59 fra Finlands Bank, Helsinki, 1985.

UTKOMMET I SERIEN RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ ETTER 1. JANUAR 1988 (RAPP)
 Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics since 1 January 1988 (REP)
 ISSN 0332-8422

- 87/11 Four Papers on the Theory of Unemployment/Fritz C. Holte. 1988-149s. (RAPP; 87/11) 50 kr
ISBN 82-537-2508-6
- 87/22 Friluftsliv og helse/Tiril Vogt. 1987-76s. 40 kr ISBN 82-537-2562-0
- 87/23 Prisdannelse på importvarer En MODAG-rapport/Nils Henrik Mørch von der Fehr. 1988-67s.
40 kr ISBN 82-537-2569-8
- 88/1 Naturressurser og miljø 1987 Energi, petroleumøkonomi, mineraler, fisk, skog,
Jordbruksareal, vann, luft, globale luftforurensninger, miljøverninvesteringer
Ressursregnskap og analyse. 1988-145s. (RAPP; 88/1) 45 kr ISBN 82-537-2623-6
- 88/2 NORDHAND Et modellsystem for de nordiske land/Paal Sand og Gunnar Sollie. 1988-68s.
40 kr ISBN 82-537-2570-1
- 88/3 Hovedtrekk ved den økonomiske og demografiske utviklingen i fylkene etter 1960/Tor
Skoglund, Erik Stordahl og Knut Ø. Sørensen. 1988-81s. 40 kr ISBN 82-537-2572-8
- 88/4 Kohort- og periodefruktbarhet i Norge 1845 - 1985 Cohort and Period Fertility for
Norway/Helge Brunborg. 1988-135s. 45 kr ISBN 82-537-2573-6
- 88/5 Yrkesdeltakelse for personer over aldersgrensen En log-lineær analyse/Grete Dahl
1988-38s. (RAPP; 88/5) 30 kr ISBN 82-537-2593-0
- 88/6 Skilsmisser i Norge 1965-1985 En demografisk analyse/Øystein Kravdal og Turid Noack.
1988-147s. 45 kr ISBN 82-537-2587-6
- 88/7 Oljeinvesteringer og norsk økonomi i 1987-95/Ingvild Svendsen. 1988-88s. 40 kr
ISBN 82-537-2596-5
- 88/8 Hvem reiser ikke på ferie? En analyse av ikke-reisende i Norge, Sverige, Danmark og
Finland Who Spends their Holiday at Home? An Analysis on Non-Travellers in Norway,
Sweden, Denmark and Finland/Ragni Hege Kitterød. 1988-47s. (RAPP; 88/8) 40 kr
ISBN 82-537-2597-3
- 88/9 Radiolytting og fjernsynsseiing vinteren 1988 Landsoversikt for programdagene 30. januar -
5. februar/Gustav Haraldsen. 1988-91s. (RAPP; 88/9) 40 kr ISBN 82-537-2653-8
- 88/10 Radiolytting og fjernsynsseiing vinteren 1988 Fylkesoversikt for programdagene 30. januar -
5. februar/Gustav Haraldsen. 1988-168s. (RAPP; 88/10) 50 kr ISBN 82-537-2654-6
- 88/12 Statistisk Sentralbyrå Langtidsprogram 1987-1990. 1988-55s. (RAPP; 88/12) 40 kr
ISBN 82-537-2655-4
- 88/13 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970-1988.
1988-64s. (RAPP; 88/13) 40 kr ISBN 82-537-2656-2
- 88/14 Drifts- og yrkesstrukturen i jordbruket i 1985/86/Berit Bjørlo, Audun Loen og Elin Ouren.
1988-56s. (RAPP; 88/14) 40 kr ISBN 82-537-2669-4
- 88/17 Modeller for beregning av nasjonale og regionale utslipp til luft/Odd Kristian Selboe.
1988-139s. (RAPP; 88/17) 45 kr ISBN 82-537-2682-1
- 88/18 Kommentarer til standard for inndeling etter sosioøkonomisk status/Dag Album. 1988-49s.
(RAPP; 88/18) 40 kr ISBN 82-537-2679-1

- 88/19 Verdsetting av skog Estimering av hjelpefunksjoner basert på data fra flybilder og økonomisk kartverk/Erik Nasset. 1988-133s. (RAPP; 88/19) 45 kr ISBN 82-537-2705-4
- 88/20 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970-1988. Revidert utgave. 1988-64s. (RAPP; 88/20) 40 kr ISBN 82-537-2685-6
- 88/21 Barnetall i ekteskap. 1988-39s. (RAPP; 88/21) 30 kr ISBN 82-537-2689-9
- 88/23 Helse og livsstil i figurer og tekst Utviklingstrekk 1975-1985/Liv Grøtvedt og Otto Carlson. 1988-44s. (RAPP; 88/23) 30 kr ISBN 82-537-2686-4.
- 88/24 Aktuelle skattetall 1988 Current Tax Data. 1988-42s. (RAPP; 88/24) 30 kr ISBN 82-537-2688-0
- 88/25 Merarbeid Om arbeid utover ordinær arbeidstid/Anne Lise Ellingsæter. 1988-32 s. (RAPP; 88/25) 30 kr ISBN 82-537-2692-9
- 88/26 Radiolytting og fjernsynsseing Høsten 1988 Fylkesoversikt for programdagene 1.-7. oktober/ Gustav Haraldsen og Odd Frank Vaage. 1988-130s. (RAPP; 88/26) 50 kr ISBN 82-537-2699-6
- 88/27 Radiolytting og fjernsynsseing Høsten 1988 Landsoversikt for programdagene 1.-7. oktober/ Gustav Haraldsen og Odd Frank Vaage. 1988-85s. (RAPP; 88/27) 40 kr ISBN 82-537-2700-3
- 88/29 Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1987. 1988-67s. (RAPP; 88/29) 40 kr ISBN 82-537-2698-8
- 88/30 Regionale nærings- og arbeidsmarkedsperspektiver/Tor Skoglund og Knut Ø. Sørensen. 1988-66s. (RAPP; 88/30) 40 kr ISBN 82-537-2701-1



Pris kr 70,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og
Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.

ISBN 82-537-2738-0
ISSN 0332-8422